



HAL
open science

Les comportements de départs en retraite dans la fonction publique d'État

Didier Blanchet, Antoine Bozio, Simon Rabaté

► **To cite this version:**

Didier Blanchet, Antoine Bozio, Simon Rabaté. Les comportements de départs en retraite dans la fonction publique d'État. [Rapport de recherche] Rapport IPP n°9, Institut des politiques publiques (IPP). 2015. halshs-02514310

HAL Id: halshs-02514310

<https://shs.hal.science/halshs-02514310>

Submitted on 21 Mar 2020

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Institut des
Politiques Publiques

RAPPORT IPP N°9 – JUIN 2015

Les comportements de départs en retraite dans la fonction publique d'État

Didier Blanchet
Antoine Bozio
Simon Rabaté





L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Economie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

www.ipp.eu



LES AUTEURS DU RAPPORT

Didier Blanchet Didier Blanchet est administrateur INSEE, rédacteur en chef de la revue *Économie et Statistique* et chercheur au CREST. Il est également chercheur affilié à l'Institut des politiques publiques (IPP). Ses travaux de recherche actuels portent sur l'économie des retraites et du vieillissement, le marché du travail, les méthodes de microsimulation appliquées à l'évaluation des politiques publiques, ou encore la mesure du développement durable.

Page personnelle : <http://www.ipp.eu/fr/annuaire/didier-blanchet/>

Antoine Bozio Antoine Bozio est ancien élève de l'École normale supérieure et titulaire d'un doctorat en sciences économiques. Chercheur associé à PSE-École d'économie de Paris et à *Institute for Fiscal Studies* de Londres, il est actuellement directeur de l'Institut des politiques publiques (IPP) et membre du Conseil d'analyse économique (CAE). Ses travaux de recherche concernent en particulier le système de retraite et la fiscalité.

Page personnelle : <http://www.ipp.eu/fr/annuaire/antoine-bozio/>

Simon Rabaté Simon Rabaté est un ancien élève de l'École normale supérieure, titulaire du master Politiques publiques et développement (PPD) de l'école d'économie de Paris, il est actuellement en doctorat à l'ENS et à l'École d'économie de Paris, sous la direction de Didier Blanchet et André Masson. Son mémoire et sa thèse sont consacrés au système de retraite français. Il est également chercheur au sein de l'Institut des politiques publiques (IPP) pour la thématique retraite.

Page personnelle : <http://www.ipp.eu/fr/annuaire/simon-rabate/>

REMERCIEMENTS

Ce rapport a largement bénéficié de l'expertise et des commentaires du comité de pilotage, et en particulier des membres du Services des retraites de l'État (SRE) qui ont fourni les données et les simulations servant de base à l'étude. Nous remercions ainsi, par ordre alphabétique, Ahmed Agunaou (Direction du budget, DB), Philippe Briard (DB), Benoît Buisson (SRE), Alexis Guillot (DB), Romain Lesur (SRE) et Emmanuelle Walraet (SRE). Nous avons en outre bénéficié des conseils et de l'aide de Luc Behaghel, Laurent Davezies et Julien Grenet, que nous remercions vivement.

Bien évidemment, toutes les erreurs, omissions ou approximations contenues dans ce rapport sont de la seule responsabilité des auteurs.

SYNTHÈSE DES RÉSULTATS

Cette étude a estimé une variété de classes de modèles de comportement de départ en retraite sur les données des flux de départ des agents titulaires de la fonction publique d'État. Une batterie de tests d'adéquation a été mise en œuvre afin de déterminer les modèles les plus adéquats en vue d'une modélisation des comportements de départs en retraite. Nous présentons ici la synthèse des résultats obtenus dans cette étude.

- L'hétérogénéité des statuts, et des règles de calcul des pensions, dans la fonction publique d'État, conduit à des résultats très hétérogènes des modélisations selon la catégorie d'agent. Les militaires sont d'abord un groupe à part, avec des comportements de liquidation de pension très peu sensibles au barème des pensions. Il s'agit pour une grande partie de comportements plus proches d'une transition vers une nouvelle carrière que d'un choix de cessation d'activité. Au sein du groupes des fonctionnaires civils, les comportements des catégories actives sont beaucoup plus marqués par les bornes d'âge, que par des mesures fines des incitations au départ. C'est finalement sur la population des fonctionnaires sédentaires que l'on observe les modèles de comportement de départ en retraite les plus pertinents.
- Globalement, le modèle le plus adéquat au vu de l'ensemble des critères étudiés, semble être un modèle « à taux de remplacement cible ». Il donne des résultats satisfaisants sur les distributions d'âge de départ et de montants de pension liquidés, tout en présentant une forme de réactivité aux réformes du

barème de retraite. Pour autant, l'estimation de ce modèle a montré qu'il était difficile à ajuster aux données de façon complètement satisfaisante.

- Sur plusieurs catégories, par exemple les catégories B, C ou enseignants, les résultats obtenus pour le modèle « taux plein » sont très satisfaisants en ce qui concerne sa capacité à prédire des distributions d'âge de départ et de montants de pensions. Sa faiblesse vient de son incapacité à prédire une modification des comportements de départ face à une réforme qui réduit le taux de remplacement offert.
- Le pas d'estimation des modèles (pas annuel, trimestriel ou temporel) revêt un enjeu technique important dans l'estimation de tout modèle de comportement de départ. Les résultats obtenus sur le pas annuel, le plus grossier, sont les plus fiables et peuvent être confortés par l'estimation d'un modèle séquentiel, dans lequel le choix du mois de départ est effectué conditionnellement au choix d'un âge (en année) de départ en retraite.
- Les résultats des tests d'adéquation des modèles mettent en lumière la capacité générale des modèles étudiés à reproduire la distribution courante des âges de départ : les âges moyens et les pensions moyennes sont prédits avec une erreur inférieure à 1 %. Ce résultat en apparence très satisfaisant ne doit pas masquer la faible capacité des modèles, tels qu'ils ont été estimés, à reproduire de façon adéquate l'effet d'une modification du barème des pensions. Même le modèle « taux plein » conduit à des coefficients de l'impact d'une modification du taux plein sur la probabilité de départ trop faible. Seul un calibrage de ces modèles, redonnant du poids aux variables d'incitations, permet de simuler des effets de réformes satisfaisants.
- Les tests d'adéquation des modèles ont été effectués dans cette étude sur une base issue du flux des départs en retraite, et non sur le stock des cotisants comme ils sont utilisés par les modèles de microsimulation. C'est dans ce cadre que les modèles estimés dans cette étude pourront vraiment être testés.

SOMMAIRE

Remerciements	1
Synthèse des résultats	3
Introduction	9
1 Le droit à pension dans la fonction publique d'État	13
1.1 Les fonctionnaires civils	14
1.1.1 Les conditions du droit à pension	15
1.1.2 Le taux de liquidation	17
1.1.3 Coefficient de proratisation	19
1.1.4 Les rémunérations prises en compte	21
1.1.5 Les droits accessoires	23
1.1.6 Départs anticipés	24
1.1.7 Le minimum garanti	24
1.1.8 La revalorisation des pensions	25
1.2 Les fonctionnaires militaires	25
1.2.1 Les conditions du droit à pension	26
1.2.2 Le taux de liquidation	27
1.2.3 Coefficient de proratisation	27
2 Les données	29
2.1 Les données du SRE	29
2.1.1 Le champ de l'échantillon d'origine	30
2.1.2 Les variables disponibles	30
2.1.3 La simulation des montants de pension	32
2.2 Sélection de l'échantillon	33
2.2.1 Choix des années du flux	33
2.2.2 Filtres	35
2.2.3 Choix des sous-populations	37
2.3 Statistiques descriptives	40

2.3.1	Fonction publique sédentaire	40
2.3.2	Fonction publique active	45
2.3.3	Les fonctionnaires militaires	49
3	Méthodologie	55
3.1	Estimations	55
3.1.1	Les différentes estimations réalisées	55
3.1.2	Estimation des modèles	56
3.1.3	La question du choix du pas temporel	57
3.2	Simulations	57
3.3	Tests d'adéquation	58
3.3.1	Comparaison graphique	59
3.3.2	Mesures d'adéquation	59
3.3.3	Analyse par cohorte	60
3.4	Les effets d'une réforme	61
4	Les modèles de « taux plein »	65
4.1	Les modèles	65
4.1.1	Motivations théoriques	66
4.1.2	Les limites théoriques	68
4.1.3	Spécification du modèle	68
4.2	Statistiques descriptives	69
4.2.1	Quelle définition pour le taux plein ?	69
4.2.2	Statistiques descriptives	71
4.3	Estimations	75
4.3.1	Fonctionnaires sédentaires	75
4.3.2	Fonctionnaires actifs	94
4.4	Tests d'adéquation	111
4.4.1	Fonctionnaires sédentaires	111
4.4.2	Fonctionnaires actifs	124
5	Les modèles à « variables d'incitations financières »	133
5.1	Le modèle de Stock et Wise	134
5.2	Les variables d'incitations financières	137
5.3	Statistiques descriptives	140
5.3.1	Variation de pension	140
5.3.2	La mesure du « patrimoine retraite », SSW	143
5.3.3	Accrual	144
5.3.4	Peak value	147
5.3.5	Option Value	149

5.4	Estimations	153
5.4.1	Choix du pas de simulation	153
5.4.2	Fonction publique sédentaire	154
5.4.3	Fonction publique active	160
5.5	Tests d'adéquation	166
5.5.1	Fonction publique sédentaire	166
5.5.2	Fonction publique active	174
6	Les modèles à « taux de remplacement cible »	181
6.1	Un modèle à la Stock et Wise à deux paramètres	181
6.2	Estimations	188
6.2.1	Un modèle à effets variables équivalent à un probit simple . .	188
6.2.2	Estimation par effets fixes au niveau individuel	189
6.2.3	Introduction d'un délai de réalisation des décisions de départ	198
6.2.4	Les cas des catégories B et C et des enseignants	206
6.3	Estimation d'un modèle de Stock et Wise simplifié : quel bilan ? . . .	217
7	Comparaison des modèles	221
7.1	La fonction publique sédentaire	222
7.2	La fonction publique active	237
	Conclusion générale	251
	Annexes	253
A.	Dictionnaire des variables	253
B.	Polypensionnés	256
C.	Méthodologie de calcul des IV	265
D.	Tentatives d'estimation d'un modèle à variabilité jointe pour le niveau et la pente de la droite critique	284
E.	Tests de capacité prédictive hors période d'estimation	290
F.	Comportements de départ en retraite des militaires	293
	Références	303
	Liste des tableaux	305
	Liste des figures	309

INTRODUCTION

Modéliser les comportements de départ en retraite est un enjeu essentiel, à la fois pour les praticiens et pour les chercheurs. Pour les gestionnaires des régimes de retraite, il est en effet crucial de pouvoir effectuer des projections à long terme de l'équilibre – ou du déséquilibre – financier des régimes dont ils ont la charge et l'importance des modifications des comportements de départ en retraite en réaction aux changements programmés dans les barèmes des pensions est considérable. Pour les universitaires, en particulier dans les domaines de l'économie publique ou l'économie du travail, comprendre la façon dont les choix de cessation d'activité sont effectués par les individus est une ambition qui reste d'une forte actualité. Des travaux ont permis de comprendre la dimension intertemporelle du choix de départ en retraite, mais la capacité explicative des modèles reste encore faible, tant pour expliquer les évolutions temporelles que les différences internationales de comportements de départ.

Dans ce contexte, étudier les comportements de départ des agents de la fonction publique d'État permet d'envisager de faire des progrès dans ces deux dimensions. Peu de travaux ont en effet été réalisés sur les agents du public sur données françaises. Le fait que les fonctionnaires peuvent en France rester en emploi jusqu'à l'âge désiré de départ en retraite, permet au chercheur d'écarter des effets de demande de travail, souvent difficiles à modéliser de façon convaincante, et qui sont pour les salariés du secteur privé, susceptibles de jouer un rôle important dans les choix de liquidation des pensions de retraite. Cet avantage est contrebalancé par une caractéristique du barème des pensions dans la fonction publique, extrêmement marqué par des bornes d'âge, et donc moins susceptible de faire intervenir un arbitrage financier entre la poursuite de l'activité et le départ en retraite. La ré-

forme de 2003 et ses suites, ont modifié les incitations aux départs dans la fonction publique, ce qui laisse envisager une capacité accrue pour l'estimation de modèles de comportement de départ en retraite.

Contexte de l'étude

Cet étude est le résultat d'une demande du Service des retraites de l'État (SRE), qui par voie d'appel d'offre, a souhaité obtenir une expertise des différents modèles de comportement de départ en retraite sur les données des agents titulaires de la fonction publique d'État. L'objectif pour le SRE est de pouvoir alimenter le modèle de microsimulation dynamique en cours de développement au SRE – le modèle PABLO – par un module comportemental qui soit adapté aux contraintes propres de la fonction publique.

Objectifs de l'étude

L'objectif de l'étude est d'estimer une variété de modèles de comportement de départ en retraite, existant dans la littérature, sur les données du SRE et d'évaluer le degré d'adéquation de ces modèles et leur pouvoir prédictif.

Plan du rapport

Le rapport s'organise autour de deux grandes parties : les chapitres 1 à 3 présentent les données et la méthodologie générale utilisée ; les chapitres 4 à 6 détaillent les trois grandes classes de modèles estimés et testés dans cette étude ; enfin le chapitre 7 propose une comparaison entre les modèles selon la catégorie d'agent de la fonction publique.

Chapitre 1 : Le droit à pension dans la fonction publique d'État

Ce premier chapitre rappelle la législation des pensions de retraite dans la fonction publique d'État, pour les civils et les militaires, en insistant sur les éléments du ba-

rème qui permettent de comprendre des aspects particuliers du choix de liquidation de la pension pour les fonctionnaires.

Chapitre 2 : Les données

Ce chapitre présente les données du SRE sur lesquels repose cette étude. Il présente les informations disponibles et les choix qui ont été fait pour sélectionner un échantillon en vue des estimations.

Chapitre 3 : Méthodologie

Ce chapitre présente la méthodologie commune à l'ensemble des modèles, à la fois pour les procédures d'estimation et pour les tests d'adéquation des modèles.

Chapitre 4 : Les modèles de « taux plein »

Le premier modèle étudié dans ce chapitre est le modèle dit de « taux plein ». Il postule un comportement de départ autour d'âges pivots comme l'âge d'ouverture des droits, l'âge du taux plein ou la limite d'âge.

Chapitre 5 : Les modèles à « variables d'incitations financières »

Ce chapitre est consacré aux modèles dit à « variables d'incitations financières » (ou *incentive variables*) qui modélisent sous forme réduite les incitations au départ en retraite contenues dans la formule de calcul des pensions : les modèles *option value* et *peak value* sont en particulier considérés.

Chapitre 6 : Les modèles à « taux de remplacement cible »

La dernière classe de modèle considérée dans ce chapitre est un modèle dit à « taux de remplacement cible », une version simplifiée du modèle Stock et Wise, qui cherche à rendre compte des choix de départs en retraite dans le cadre d'un arbitrage entre taux de remplacement cible et incitation marginale à reporter au-delà de ce taux cible.

Chapitre 7 : Comparaison des modèles

Ce dernier chapitre rassemble les tests d'adéquation effectués pour l'ensemble des modèles étudiés et les compare pour chaque catégorie d'agent de la fonction publique afin d'essayer de déterminer le modèle le plus adéquat.

CHAPITRE 1

LE DROIT À PENSION DANS LA FONCTION PUBLIQUE D'ÉTAT

Ce chapitre présente les principaux éléments déterminant le calcul de la pension des agents de la fonction publique d'État (FPE). Un tel rappel permet de bien identifier les variables nécessaires au calcul de la pension, leurs implications pour les incitations financières au départ contenues dans la formule des pension et les effets de la montée en charge progressive des réformes. Il a pour but de permettre au lecteur peu familier avec les règles de calcul des pensions de retraite dans la fonction publique d'État de mieux comprendre les paramètres essentiels des comportements de départ en retraite, les données disponibles au Service des retraites de l'État (SRE), présentés au chapitre 2, et les choix méthodologiques effectués pour l'estimation des modèles (cf. chapitre 3)¹.

Le droit à pension des fonctionnaires civils (partie 1.1) est traité séparément du cas des militaires (partie 1.2) en raison de la nature profondément distincte de ce droit. En effet, pour une large part, le droit à pension des militaires est conçu comme la prise en charge d'une transition vers une seconde carrière – même s'il partage de nombreux éléments avec le droit à pension pour les fonctionnaires civils.

1. Ce chapitre s'appuie sur le *Rapport sur les pensions de retraite de la fonction publique*, annexe au projet de loi de finances pour 2013 et pour 2014, sur l'ouvrage de Kessler et Moniolle (2000) pour les rappels historiques, ainsi que sur les nombreux compléments d'information fournis par le SRE.

1.1 Les fonctionnaires civils

Avant la réforme de 2003, les règles de calcul de la pension des agents de la fonction publique d'État dépendaient largement de la loi de 1948², et des dispositions fixées dans le Code des pensions civiles et militaires de retraite (CPCM), institué en 1964³. Trois réformes majeures ont récemment modifié le droit à pension des fonctionnaires : en août 2003, la réforme dite Fillon, du nom du ministre des Affaires Sociales de l'époque, modifie de façon substantielle la formule de calcul des pensions en introduisant décote, surcote et une référence à une durée d'assurance tous régimes⁴. En novembre 2010, la réforme dite Woerth, du nom du ministre du Travail de l'époque, modifie les bornes d'âge pour la liquidation de la pension, pour les salariés du secteur privé comme les fonctionnaires⁵.

La pension (P) des fonctionnaires civils de l'État se compose d'une pension de base (P_0) qui peut être majorée par un certain nombre de dispositions accessoires (A) :

$$P = P_0 + A$$

La formule de calcul de la pension de base est celle d'un régime fonctionnant en annuités, dont le taux d'annuité a été historiquement de 2 % permettant d'obtenir un taux de remplacement de 75 % pour 37,5 ans de service, sur la base du dernier traitement. On peut présenter la formule de calcul de la pension de base P_0 comme dépendant du taux de liquidation τ , du coefficient de proratisation CP et d'un traitement de référence W_{ref} :

$$P_0 = \tau \times CP \times W_{ref} \quad (1.1)$$

On détaille chaque composante de cette formule en commençant par les conditions du droit à pension (section 1.1.1), puis le taux de liquidation (section 1.1.2), le coefficient de proratisation (section 1.1.3), les rémunérations prises en compte

2. Loi n° 48-1450 du 20 septembre 1948.

3. Loi n° 64-1339 du 26 décembre 1964. Elle fut complétée par deux décrets d'application, n° 66-809 et n° 66-810 du 28 octobre 1966.

4. La réforme est définie par la loi n° 2003-775 du 21 août 2003. On pourra aussi consulter utilement le document *Aux sources de la loi : Réforme des retraites 2003*.

5. Loi n° 2010-1330 du 9 novembre 2010.

(section 1.1.4) et enfin les avantages accessoires (section 1.1.5).

1.1.1 Les conditions du droit à pension

Il existe deux conditions essentielles au droit à pension dans la fonction publique : i) une condition d'âge minimum et maximum et ii) une condition de durée de service.

1.1.1.1 L'âge d'ouverture des droits

La condition d'âge est avant tout une condition d'âge d'ouverture des droits (AOD) qui détermine l'âge auquel l'agent peut au plus tôt bénéficier de son droit à pension. Cet âge minimal dépend de la catégorie à laquelle appartient l'agent et était avant la réforme de 2010 de :

- 60 ans pour les fonctionnaires dits sédentaires ;
- 55 ans pour les fonctionnaires justifiant de 15 ans de service actif⁶ ou de la catégorie B ;
- 50 ans pour les fonctionnaires justifiant de 15 ans de service actif et titulaires d'un mandat parlementaire⁷ ;
- 50 ans pour les fonctionnaires justifiant de 25 ans de service actif dans la police nationale⁸, l'administration pénitentiaire⁹ et le contrôle de la navigation aérienne¹⁰ ;
- 50 ans pour les fonctionnaires justifiant de 15 ans de service actif dans le corps de contrôle de la navigation aérienne¹¹ ;
- Sans limite d'âge pour les fonctionnaires admis à la retraite suite à une invalidité ;
- Sans limite d'âge pour les femmes fonctionnaires ayant élevé au moins trois enfants.

6. Ces services sont définis au décret n° 54-832 du 13 août 1954.

7. Article L. 75 du code des pensions civiles et militaires et l'article 6 de la loi n° 79-563 du 6 juillet 1979 relative à l'indemnité des représentants au Parlement européen.

8. Loi n° 57-444 du 8 avril 1957 instituant un régime particulier de retraite en faveur des personnels actifs de la police.

9. Loi n° 96-452 du 28 mai 1996 portant diverses mesures d'ordre sanitaire, social et statutaire.

10. Loi n° 89-1007 du 31 décembre 1989.

11. Loi n° 89-1007 du 31 décembre 1989.

La réforme de 2003 ne modifie pas l'AOD, à l'exception des dispositifs de l'article L.75 du CPCM permettant aux fonctionnaires parlementaires de bénéficier d'un AOD de 50 ans, qui sont supprimés. Au contraire, la réforme de 2010 touche principalement à cette condition en prévoyant le relèvement progressif de l'âge légal de départ à la retraite. Ainsi l'AOD pour les fonctionnaires de catégorie sédentaire passe de 60 ans pour les individus nés en 1950 à 62 ans pour les individus nés en 1955. En parallèle, l'AOD pour les fonctionnaires de catégorie active est également décalé de deux ans, passant de 55 à 57 ans ou de 50 à 52 ans, selon la catégorie (avec un calendrier de montée en charge par génération décalé : pour les générations 1955 à 1960 pour les actifs et 1960 à 1965 pour les super actifs).

La réforme de 2010 a mis fin au dispositif de départ anticipé des parents de trois enfants et ce à partir du 1^{er} janvier 2012. Les parents validant les conditions du dispositif de départ anticipé avant le 1^{er} janvier 2012 peuvent en bénéficier sans limitation de durée mais avec l'application des règles générales de calcul de retraite (en particulier la durée requise d'assurance liée à leur année de naissance). Un régime transitoire a été mis en place permettant à ces agents, jusqu'au 1^{er} juillet 2011, de partir de façon anticipée avec les anciennes règles. Ce dispositif transitoire a incité à un surcroît de départ en 2011 ¹².

1.1.1.2 La limite d'âge

La limite d'âge (LA) détermine l'âge maximum auquel un agent de la FPE peut partir en retraite. C'est un paramètre important qui contraste avec la plus grande liberté de choix possible dans le secteur privé. Les LA sont généralement définies comme l'AOD plus cinq ans : par exemple 65 ans pour un fonctionnaire sédentaire avant la réforme de 2010 (67 ans après).

Néanmoins, l'agent peut demander un maintien en fonction ou un report de la LA pour plusieurs motifs : pour enfants, pour carrière incomplète et en cas d'emploi de direction. Ainsi, si l'agent a encore un ou plusieurs enfants à charge lorsqu'il atteint la LA, il peut poursuivre son activité à raison d'un an supplémentaire par

12. Bien documenté dans le *Rapport sur les pensions de retraite de la fonction publique*, annexé au PLF pour 2013, pages 113-121.

enfant dans la limite de trois ans. Par ailleurs, si à la date de son 50^e anniversaire, il était parent d'au moins trois enfants vivants, il peut poursuivre son activité professionnelle au delà de la LA, dans la limite de 10 trimestres et dans la limite de la durée d'assurance requise. Enfin, le dernier motif permet aux personnels dans des postes de direction de repousser de deux ans leur départ en retraite si l'intérêt du service l'exige – il s'agit d'une décision du gouvernement, à titre exceptionnel, et non d'une possibilité offerte à tous les agents.

Il existe un certain nombre d'exceptions à ces règles générales : par exemple les professeurs d'université bénéficient d'une LA de 68 ans, et les professeurs au Collège de France d'une LA de 70 ans.

1.1.1.3 La condition de service

La condition de service impose une durée minimale de service, appelée aussi « clause de stage », de 15 ans avant la réforme de 2010, faute de quoi l'agent ne peut bénéficier d'une pension au titre du CPCM. L'agent est rétabli dans la situation qu'il aurait eue s'il avait été affilié au régime général (CNAV) et au régime complémentaire des non-titulaires (IRCANTEC), avec un transfert des périodes d'assurance et le versement de cotisations rétroactives (cotisation employeur et salarié). Les services qui permettent une validation de cette condition doivent être effectifs et n'incluent donc pas les bonifications.

La réforme de 2010 réduit, pour la fonction publique civile, cette condition de 15 ans à deux ans, mais elle reste à 15 ans pour les militaires (Décret 2010-1740 du 30 décembre 2010). En revanche, la condition de durée de service en catégorie active augmente de deux ans, passant de 15 ans pour la génération 1955 à 17 ans pour la génération 1960, ou de 25 à 27 ans pour les catégories dites super-actives.

1.1.2 Le taux de liquidation

Depuis 1948, le régime de retraite des fonctionnaires offre un taux de liquidation de référence de 75 % pour 37,5 ans de service. C'est un régime dit « en annuité », avec un taux d'annuité de 2 %. La réforme de 2003 modifie la situation en incorporant décote, surcote et une durée d'assurance tous régimes, dans la

perspective d'un rapprochement avec la formule de pension du régime général.

Le taux de liquidation τ s'écrit alors de la façon suivante :

$$\tau = 0,75 * \left[1 - \delta * \max \left\{ 0, \min \left[(AAD - AGE), \frac{N - D}{4} \right] \right\} + s * \max \left\{ 0, \min \left[(AGE - AOD), \tilde{D} \right] \right\} \right] \quad (1.2)$$

où N est la durée requise d'assurance, incluant la durée de service et les durées cotisées dans les autres régimes, AAD l'âge d'annulation de la décote, AOD l'âge d'ouverture des droits et AGE l'âge de la liquidation, D la durée d'assurance tous régime et \tilde{D} la durée d'assurance effectivement cotisée au delà de la durée requise N .

L'introduction de la décote (δ) prend effet en 2006, et est progressivement augmentée. Elle est fixée à 0,5 % pour chaque année manquante (par rapport à N) et puis augmentée de 0,5 point de pourcentage à chaque génération jusqu'à atteindre 5 % en 2015 pour être égale à la décote dans le régime général. Cette décote ne s'applique pas lorsque le fonctionnaire atteint « l'âge d'annulation de la décote » (AAD). La réforme s'applique progressivement, non seulement avec le montant de la décote mais aussi avec l'augmentation progressive de l'âge AAD . On peut retrouver au tableau 1.1 les paramètres en vigueur pendant la période de transition.

Une surcote (s) est également introduite en 2004, comme dans le secteur privé. Elle consiste en un bonus de 3 % par année de service supplémentaire et est réservé aux fonctionnaires civils en catégorie sédentaire. Les fonctionnaires de la catégorie active qui bénéficient d'un âge limite de 55 et 60 ans ne peuvent donc pas profiter de ce bonus qui est restreint aux personnes de plus de 60 ans qui ont déjà la durée requise de cotisation. En 2009¹³, le dispositif de la surcote dans la fonction publique est modifié : le taux de surcote est porté à 5 % par année supplémentaire. A partir de 2013¹⁴ seules les bonifications et majorations de durées d'assurance accordées

13. Loi n° 2008-1330 du 17 décembre 2008 de financement de la sécurité sociale pour 2009

14. Article 86 de la loi no 2011-1906 du 21 décembre 2011 du financement de la sécurité sociale pour 2012.

TABLEAU 1.1 – Paramètres de la période de transition de la réforme Fillon pour les fonctionnaires.

Date d'effet	Génération	N	δ par trimestre	AGE d'annulation de décote
2004	1944	152		LA
2005	1945	154		LA
2006	1946	156	0,125 %	LA - 16 trimestres
2007	1947	158	0,250 %	LA - 14 trimestres
2008	1948	160	0,375 %	LA - 12 trimestres
2009	1949	161	0,500 %	LA - 11 trimestres
2010	1950	162	0,625 %	LA - 10 trimestres
2011	1951	163	0,750 %	LA - 9 trimestres
2012	1952	164	0,875 %	LA - 8 trimestres
2013	1953	164	1,000 %	LA - 7 trimestres
2014	1954	165	1,125 %	LA - 6 trimestres
2015	1955	165	1,250 %	LA - 5 trimestres
2016	1956	166	1,250 %	LA - 4 trimestres
2017	1957	166	1,250 %	LA - 3 trimestres
2018	1958	167	1,250 %	LA - 2 trimestres
2019	1959	167	1,250 %	LA - 1 trimestre

Note : N est la durée requise de cotisation ; δ est la décote exprimée par trimestre manquant ; LA est la limite d'âge qui peut être différente selon le statut du fonctionnaire.

au titre des enfants et du handicap sont prises en compte pour l'obtention de la surcote.

Après la réforme de 2010, la formule générale de calcul du taux de liquidation (τ) ne change pas mais va réagir à l'augmentation progressive de l'AOD et de l'AAD.

1.1.3 Coefficient de proratisation

Le coefficient de proratisation (CP) se définit comme le ratio de la durée de service à la durée requise pour le taux plein – N – avec deux bornes maximales, l'une calculée avec les seules années de service effectif, et l'autre incluant les bonifications. En d'autres termes, le taux maximal de pension est de 75 %, pouvant être porté à 80 % du fait des bonifications. Formellement, le coefficient de proratisation se définit comme :

$$CP = \max \left(\min \left[1; \frac{D_1 + D_3}{N} \right]; \min \left[\frac{80}{75}; \frac{\max(D_1; N) + D_2}{N} \right] \right) \quad (1.3)$$

avec D_1 la durée de service effective, D_2 la durée de bonification au titre de

l'article L.12 du CPCM et D_3 les bonifications au titre du cinquième.

1.1.3.1 La durée de service effective

La durée de service effective correspond à la durée, comptabilisée en trimestres, de services effectifs. Les périodes de temps partiel sont prises en compte au prorata de la fraction du temps de travail hebdomadaire effectivement réalisé (art. L11 du CPCM). Pour la durée d'assurance pour obtenir le taux plein, par contre, les périodes de temps partiel sont pris en compte intégralement.

1.1.3.2 Les bonifications et majoration de durée

Il existe deux types de dispositifs permettant d'augmenter la durée d'assurance validée, outre les services effectifs : la bonification de durée et la majoration d'assurance. Contrairement au régime général, dans la fonction publique, bonifications et majoration de durée n'ont pas le même effet sur la pension : en effet, si les bonifications de durée augmentent à la fois la durée d'assurance (qui sert à estimer le taux de liquidation τ) et le coefficient de proratisation (CP), les majorations de durée ne sont pas prises en compte dans le calcul du coefficient de proratisation.

Les bonifications offertes aux fonctionnaires civils au titre de l'article L12 du CPCM comprennent aujourd'hui¹⁵ :

- les bonifications pour enfants pour les femmes fonctionnaires (une année par enfant né avant le 1^{er} janvier 2004) ;
- les bonifications de dépaysement (pour les services hors d'Europe, +25 %, +33 % ou +50 % selon le lieu).

Suite à la décision « Griesmar » de la Cour de justice de l'Union européenne (CJUE), les bonifications de service d'un an, réservées aux femmes jusqu'en 2003, ont été jugées contraire au principe d'égalité entre hommes et femmes. La réforme des retraites de 2003 a ainsi modifié les dispositifs de bonifications pour enfants, en distinguant le cas des enfants nés avant et après le 1^{er} janvier 2004 :

15. Les bonifications de l'art. L12 incluaient à l'origine des bonifications pour les périodes passées en déportation, ou pour les fonctionnaires demeurés dans les régions envahies ou les localités bombardées au cours de la guerre 1914-1918.

- pour les enfants nés avant le 1^{er} janvier 2004, la bonification pour enfant est étendue aux hommes sous condition d'une interruption de carrière d'au moins deux mois ;
- pour les enfants nés après le 1^{er} janvier 2004, la bonification est remplacée par une majoration de durée d'assurance de deux trimestres liée à l'accouchement (donc pour les mères uniquement) et par un dispositif de validation des périodes d'interruption pour les mères et les pères, et ce dans la limite de trois ans.

Les bonifications dites du cinquième¹⁶ correspondent à des bonifications de 20 % de la durée de service, dans la limite de 5 ans, pour les catégories des contrôleurs aériens, des policiers et des surveillants pénitentiaires, en lien avec leur statut de « super-actif » leur donnant accès à un âge d'ouverture des droits dès 50 ans. Formellement, $D_3 = \min\left(\frac{D_1}{5}; 5\right)$, impliquant qu'un agent avec une durée de service de 32,5 peut partir dès 50 ans au taux plein. Ces bonifications du cinquième ne permettent pas de dépasser le taux maximal de 75 %.

Une bonification était aussi accordée aux professeurs d'enseignement technique au titre du stage professionnel exigé pour avoir le droit de se présenter aux concours. La réforme de 2010 a supprimé ce dispositif.

Il est à noter que les bonifications sont en parties liées à la durée de service, impliquant une accélération de l'acquisition des droits pour les agents en bénéficiant.

1.1.4 Les rémunérations prises en compte

Les rémunérations des agents de la FPE se décomposent de façon générale en un traitement indiciaire, des primes ou indemnités qui entrent dans la rémunération prise en compte pour le calcul de la pension de retraite et des primes et indemnités qui ne donnent pas lieu à droit à pension. A partir de la réforme de 2004, ces rémunérations exclues du droit à pension, donnent lieu à des cotisations au régime additionnel de la fonction publique (RAFP).

16. Ces bonifications ne sont pas prévues par l'article L12 du CPCM, mais par des textes particuliers, cités dans la section consacrée à l'âge d'ouverture des droits (cf. page 15).

1.1.4.1 Le traitement de référence

Le traitement de référence W_{ref} est défini comme « le traitement ou la solde soumis à retenue afférents à l'indice correspondant à l'emploi, grade, classe et échelon effectivement détenus depuis six mois » (art. L.15 du CPCM). Le traitement de référence est calculé comme le produit de l'indice majoré ($INDM$) détenu au moins six mois et la valeur du point de service (VP) au moment de la radiation des cadres.

$$W_{ref} = INDM \times VP \quad (1.4)$$

Plusieurs remarques sont utiles sur cette formule : i) la référence diffère du traitement moyen des six derniers mois, puisque l'augmentation de la valeur du point aura un impact immédiat sur le traitement de référence – même si l'agent ne reste pas en poste pendant six mois après la revalorisation du point ; ii) il peut se trouver une différence entre la date de radiation des cadres (qui détermine la VP) et la date de jouissance de la pension.

1.1.4.2 Primes et indemnités

Le traitement de référence exclut par définition les primes et indemnités, sauf pour un certain nombre d'exceptions :

- l'indemnité de sujétion spéciale (ISS) pour les policiers¹⁷ ;
- l'indemnité de sujétion spéciale (ISS) pour les gendarmes¹⁸ ;
- l'indemnité de sujétion spéciale (ISS) pour les surveillants pénitentiaires¹⁹ ;
- l'indemnité risque (IR) pour les personnels de la douane²⁰.

Les indemnités de type ISS sont ainsi incluses dans l'INDM, même si elles ne font pas partie du traitement indiciaire proprement dit. Cela a des implications pour la bonne prise en compte d'un taux de prime moyen (cf. chapitre 2). Le cas de l'IR est plus complexe encore, puisque cette indemnité est incorporé à l'INDM uniquement à la radiation des cadres et implique une distinction plus nette entre l'évolution

17. Art. 95 de la loi de finances pour 1983 n° 82-1126 du 29 décembre 1982.

18. Art. 131 de la loi de finances pour 1984 n° 83-1179 du 29 décembre 1983.

19. Art. 76 de la loi de finances pour 1986 n° 85-1403 du 30 décembre 1985 et art. 87 de la loi de finances pour 2001 pour les services administratifs.

20. Art. 127 de la loi de finances n° 89-935 du 26 décembre 1989.

propre de l'INDM et celle de l'IR.

1.1.5 Les droits accessoires

Les droits accessoires *A* se rajoutent à la pension de base pour constituer la pension totale, même si ceux-ci peuvent être écrêtés s'ils dépassent un certain montant ou taux de remplacement.

La liste des accessoires est la suivante :

Majoration pour enfants : La majoration pour trois enfants ou plus offre une bonification du montant de la pension pour les fonctionnaires, hommes ou femmes, ayant élevé trois enfants ou plus. Cette majoration s'élève à 10 % pour trois enfants et à 5 % par enfant supplémentaire (soit 20 % pour quatre enfants, 30 % pour six enfants, etc.). La majoration est plafonnée à 100 % du traitement de référence utilisé dans le calcul de la pension.

Majoration Handicap : Les fonctionnaires reconnus travailleurs handicapés ou ayant atteint un taux d'invalidité de 80 % bénéficient d'une majoration de pension égale à un tiers du ratio entre la durée des services effectués en étant en invalidité et la durée de service admise pour liquidation. La majoration de pension ne peut pas permettre de dépasser le taux de liquidation de 75 %.

Majoration pour tierce personne : Le fonctionnaire titulaire d'une pension d'invalidité qui doit recourir à l'assistance d'une tierce personne reçoit une majoration spéciale égale à l'indice majoré 227 au 1^{er} janvier 2004, soit 1156,90 euros mensuel.

Rente viagère d'invalidité : Dans le cas où l'invalidité résulte de l'exercice de ses fonctions, le fonctionnaire atteint d'une invalidité permanente peut recevoir une rente viagère d'invalidité en plus de sa pension pour invalidité.

Majoration NBI : La majoration NBI est égale à la moyenne annuelle de la NBI perçue fois le ratio de la durée de perception de cette bonification rapportée à la durée d'assurance requise.

Majoration IMT : l'indemnité mensuelle de technicité (IMT) pour les personnels

du ministère des finances²¹ ;

Majoration gendarmes

Majoration pour les sapeurs-pompiers : Une majoration de pension pour les sapeurs pompiers militaires (dite aussi prime de feu) permet de majorer la pension de 0,5 % par année d'activité, sans pour autant dépasser 100 % de la solde de référence.

Indemnité temporaire de retraite (ITR) : L'ITR permet de majorer la pension des fonctionnaires résidant dans les territoires de La Réunion, Saint-Pierre-et-Miquelon, la Nouvelle Calédonie, Wallis-et-Futuna, la Polynésie française et Mayotte. Son montant s'échelonnait de 35 % à La Réunion à 75 % en Polynésie française avant sa mise en extinction progressive²².

Un point important à préciser est que les droits accessoires sont calculés sur le montant principal de la pension après décote, surcote et minimum garanti.

1.1.6 Départs anticipés

Le départ anticipé pour carrière longue a été introduit par la réforme de 2003, permettant aux salariés du privé et du public, de partir dès 59 ans, puis 58 ans, sous condition d'une durée d'assurance supérieure de deux ans à la durée d'assurance requise pour le taux plein.

Le dispositif de départ pour carrière longue a été étendu par la loi du 9 novembre 2010. Les agents ayant commencé à travailler à 14 et 15 ans peuvent partir dès 58 et 59 ans et ceux ayant commencé à travailler dès 16 ans peuvent partir à 60 ans.

La réforme de 2010 a aussi mis fin aux Cessations progressive d'activité (CPA).

1.1.7 Le minimum garanti

Le minimum garanti offre une pension minimale aux fonctionnaires, s'élevant :

21. Art. 126 de la loi de finances n° 89-935 du 26 décembre 1989.

22. Institué par le décret n° 52-1050 du 10 septembre 1952, ce dispositif a été mis en extinction progressive par l'art. 137 de la loi de finances rectificative n° 2008-1443.

- au traitement brut de l'indice majoré 204 si le fonctionnaire justifie 25 années de services ;
- 4 % du traitement brut de l'indice majoré 204 par année de service si le fonctionnaire ne justifie pas 25 années de services.

Le minimum garanti était avant 2010 sensiblement différent du minimum contributif en vigueur dans le régime général pour les salariés du secteur privé – il était accessible sans condition d'âge ni de durée d'assurance. La réforme de 2010 prévoit la mise en place progressive de conditions similaires d'obtention du minimum garanti dans la fonction publique : soit avoir validé une durée d'assurance pour une retraite à taux plein, soit avoir atteint d'âge d'annulation de la décote²³.

1.1.8 La revalorisation des pensions

La réforme de 2003 a aussi modifié le mode de revalorisation des pensions des fonctionnaires. A partir du 1^{er} janvier 2004, celles-ci sont revalorisées suivant l'évolution des prix hors tabac, la revalorisation ayant lieu au 1^{er} janvier. A partir de 2009, la revalorisation a lieu le 1^{er} avril²⁴.

Un point important à souligner est le fait que toutes les pensions liquidées à la date de revalorisation en bénéficient, impliquant ainsi une pension plus élevée pour les fonctionnaires liquidant juste avant la date de revalorisation, plutôt que juste après. Cela explique qu'il est possible qu'un report de liquidation se traduise par une baisse du montant de pension simulé.

1.2 Les fonctionnaires militaires

Le droit à pension pour les militaires s'inscrit dans le CPMC et est défini de façon très similaire au droit pour les fonctionnaires civils. Néanmoins, des différences majeures, notamment pour les conditions d'obtention d'une pension, rendent ce droit de nature très différente, en grande partie conçu pour permettre une transition

23. Un dispositif de plafonnement entre pension du secteur privé et public est aussi prévu par la loi du 9 novembre 2010. Par ailleurs, le minimum garanti reste différent du minimum contributif : il est plus élevé et son montant n'est pas strictement proportionnel à la durée de service.

24. Loi n° 2008-1330 du 17 décembre 2008 de financement de la sécurité sociale pour 2009.

des militaires vers une seconde carrière. On précise ici l'essentiel des points d'écart avec les civils.

1.2.1 Les conditions du droit à pension

1.2.1.1 L'âge d'ouverture des droits

Un militaire peut liquider sa pension sans condition d'âge (pas d'AOD) à partir d'une certaine durée de services. Cette condition de durée service « pour jouissance immédiate » est de 27 ans pour les officiers et 17 ans pour les non-officiers (respectivement 25 et 15 avant la réforme de 2010).

1.2.1.2 La limite d'âge

L'âge limite dépend du grade (sous officier, officier) et de la formation de rattachement²⁵. Pour les officiers, l'âge limite varie de 52 ans (officiers de l'armée de l'air) à 67 ans (certains généraux). Pour les non officiers, l'âge limite peut varier de 47 ans (sergents) à 59 ans (majors).

La réforme de 2010 (puis 2011) a décalé l'âge limite de 2 ans pour tous les militaires.

1.2.1.3 La condition de service

Une durée minimale de services de 15 ans, ou clause de stage, est requise pour pouvoir bénéficier d'une pension militaire, et ce même après la réforme de 2010. En-deçà de cette durée minimale, les périodes validées sont reversées au régime général et à l'Ircantec, avec transfert des périodes d'assurances et des cotisations afférentes (employeur et salarié).

La réforme de 2013 réduit pour les militaires la clause de stage de 15 à 2 ans, comme cela avait été fait pour les civils en 2010. L'application de la mesure est par contre très progressive puisqu'elle ne concerne que les militaires dont le premier engagement est postérieur au 1^{er} janvier 2014.

25. voir article L4139-16 du CPCMR.

1.2.2 Le taux de liquidation

Les règles de la décote pour les militaires sont définies à l'article L14 (alinéa II) du CPCMR. Il y a deux cas de figure principaux :

- Si le départ en retraite s'effectue à partir de 52 ans (50 ans avant la réforme de 2010), la décote fonctionne de la même manière que pour les civils (avec une même durée cible pour le taux plein).
- Si le départ a lieu avant 52 ans, le départ s'effectue sans décote si la durée de service est au moins égale à la durée de services minimale pour bénéficier d'une pension, majorée de 10 trimestres (29,5 ans pour les officiers, 19,5 ans pour les non officiers, après la réforme de 2010). Si la durée de service est inférieure à cette durée cible, un taux de décote de 1,25 % par trimestre manquant s'applique dans la limite de 10 trimestres. Notons que le nombre de trimestre manquant se calcule comme le minimum entre (i) l'écart entre la durée de service effectuée et la durée de service nécessaire pour l'annulation de la décote et (ii) l'écart entre la durée d'assurance et la durée d'assurance cible pour le taux plein.

Par ailleurs, il n'y a pas de surcote pour les militaires.

1.2.3 Coefficient de proratisation

Les militaires bénéficient de bonifications spécifiques²⁶ pour leur durée de service qui leur permettent de réduire notablement l'effet de la proratisation :

Les bonifications au titre des campagnes militaires : c'est le pendant de la bonification pour dépaysement pour les fonctionnaires civils. Les militaires bénéficient de bonifications pour les campagnes militaires. La durée de la bonification peut être égale au double, au total, ou à la moitié de la durée effective de la campagne en fonction des conditions de celle-ci (temps de guerre, de paix, lieu de la campagne, conditions de vie, etc.).

Les bonifications du cinquième : comme les fonctionnaires civils « super-actifs », les militaires bénéficient tous d'une bonification au cinquième, dite parfois

26. Articles R10 à R25 du CPCMR

« cinquième des militaires »²⁷. Leur durée de service est ainsi majorée de 1 an tous les 5 ans, dans la limite de 5 ans.

Les bonifications pour services aériens ou subaquatiques : La durée des bonifications dépend de la durée passée dans les airs ou sous l'eau, pondérée par un coefficient dépendant des conditions de vol ou de plongée. Ces bonifications sont limitées à deux ans par année civile de service.

27. Les bonifications du cinquième pour les militaires sont prévues à l'art. L12 du CPCM, contrairement aux bonifications pour les « super-actifs ».

CHAPITRE 2

LES DONNÉES

Ce chapitre présente les données utilisées pour cette étude et les traitements qui ont été effectués pour constituer différents sous-échantillons sur lesquels les modèles de comportement de départ en retraite ont été estimés. Les données brutes, fournies par le Service des retraites de l'État (SRE) à partir des données de flux de départ en retraite, sont présentées à la partie 2.1. Les choix de sélection de l'échantillon sont ensuite détaillés et justifiés au vu de l'objectif d'estimation des modèles de comportement (partie 2.2). Enfin des statistiques descriptives sur les comportements de départ des différentes sous-populations retenues pour les estimations sont présentées à la partie 2.3.

2.1 Les données du SRE

Les données sous-jacentes à cette étude ont été fournies par le SRE dans le cadre de ce projet de recherche. Elles offrent des informations sur les fonctionnaires ayant liquidé leur pension de retraite entre 2004 et 2012 (données sur les *flux de départ*) et simulent, pour chaque mois entre l'âge d'ouverture des droits (AOD) et la limite d'âge (LA) du fonctionnaire, le montant annuel de pension correspondant à la date du départ. Les variables disponibles correspondent donc à la fois à des caractéristiques propres aux agents – fixes pour chaque date de départ – et à une série de montants simulés pour chaque date.

2.1.1 Le champ de l'échantillon d'origine

Les données brutes consistent dans les flux de départ en retraite pour ancienneté dans la fonction publique d'État entre 2004 et 2012. Elles excluent donc les départs pour invalidité qui ne font pas l'objet de ce travail, mais incluent les départs anticipés – comme le dispositif carrière longue, les congés de fin d'activité (CFA), et congé de fin de carrière (CFC) de France Télécom. Sont exclus aussi les départs pour motifs familiaux – c'est-à-dire des départs après 15 ans de service d'agents ayant élevé trois enfants, ou ayant eu à charge un enfant invalide ou un conjoint invalide.

Le tableau 2.1 détaille le nombre d'observations pour chaque année et par sexe, disponible dans les bases, et le compare aux publications officielles des Jaunes budgétaires. Les bases d'études correspondent bien à l'ensemble des départs pour ancienneté.

TABLEAU 2.1 – Nombre d'observations par année et sexe (civils).

Année	Données SRE			Jaune budgétaire	
	Hommes	Femmes	Ensemble	Ensemble	Part du SRE
2004	29 748	27 371	57 119	–	–
2005	28 503	26 714	55 217	–	–
2006	33 056	31 828	64 884	–	–
2007	34 547	34 255	68 802	69 054	99,6 %
2008	35 564	33 106	68 670	70 673	97,2 %
2009	29 641	28 174	57 815	57 967	99,7 %
2010	29 964	28 830	58 794	59 015	99,6 %
2011	27 101	25 272	52 373	52 669	99,4 %
2012	21 339	20 591	41 930	42 096	99,6 %

SOURCE : Données SRE et *Rapport sur les pensions de retraite de la fonction publique* (jaune budgétaire annexé au projet de loi de finances) pour les années 2007 à 2012.

CHAMP : Flux des fonctionnaires civils partant en retraite pour ancienneté.

2.1.2 Les variables disponibles

L'ensemble des variables disponibles est détaillé en annexe à ce rapport (Annexe A, page 253), mais plusieurs points méritent d'être précisés.

Les variables socio-démographiques sont relativement bien renseignées (voir tableau A.1), incluant non seulement les informations usuelles (sexe, date de nais-

sance, département de résidence, nombre d'enfants) mais aussi une indicatrice du niveau de santé – mesurée comme l'occurrence d'un arrêt de travail du type « congé de longue maladie » dans les cinq ans qui précèdent la date de départ en retraite – ainsi que l'année de naissance du conjoint, dans le cas des couples mariés.

Les variables d'emploi dans la fonction publique (tableau A.2) sont aussi très complètes avec la catégorie de l'agent, le grade, le libellé précis de son poste et son administration d'accueil à la date de la radiation des cadres.

Les variables de rémunérations (tableau A.3, page 254) sont les plus problématiques pour l'exercice de simulation. Si le traitement indiciaire est bien renseigné, les bases ne comportent pas le taux de prime effectif des agents, mais seulement un taux de prime moyen tel que présenté dans les rapports annuels de la Direction générale de l'administration et de la fonction publique (DGAFP)¹. Il s'agit de taux moyens par sexe et par catégorie socio-professionnelle (PCS). La mesure du taux de prime utilisé est donc sans doute assez imprécise². La nomenclature PCS est peu susceptible de rendre compte des variations interindividuelles au sein d'une même administration ou entre administrations. Par ailleurs, la moyenne ne prend pas en compte les potentiels effets d'âge ou de génération. Un document de la DGAFP consacré l'évolution des taux de prime par âge et par génération³ montre que les taux de primes sont globalement croissants en fonction de l'âge et de la génération (sauf pour les enseignants). On sous-estime donc de manière générale les taux de prime (et donc les rémunérations totales) car ceux-ci sont susceptibles d'être en réalité plus élevés à la radiation des cadres. L'utilisation d'un taux de prime agrégé conduit donc à sous-estimer la variabilité interindividuelle des taux de remplacement.

Il faut par ailleurs noter que la variable `taux_prime` issu des rapports DGAFP inclus l'ensemble des primes, y-compris celles qui sont incluses dans l'INDM et dans le calcul de la pension de base (primes ISS de police, IR des douanes, cf.

1. « Rapport sur l'état de la fonction publique et les rémunération »(2013), Tableaux 6.4.3 et 6.4.4 aux pages 146 et 147.

2. Notons par ailleurs, que la mesure du taux de prime est manquante pour les fonctionnaires de La Poste et de France Télécom à partir de 2011. Nous réimputons à ces individus un taux uniforme, correspondant à la moyenne observée en 2010 pour les taux de primes.

3. « Le partage entre traitement de base et primes dans les rémunérations des fonctionnaires : évolutions au fil des générations », <http://www.cor-retraites.fr/IMG/pdf/doc-2267.pdf>.

législation page 21). Les bases permettent d'identifier ces primes et d'en déduire un taux de prime net des primes ou indemnités incluses dans l'INDM (variable `taux_prime_net`). D'après ces indications, on peut reconstruire la rémunération totale (R) comme :

$$R = \text{indm} \times (1 + \text{taux_prime_net}) \times VP \quad (2.1)$$

2.1.3 La simulation des montants de pension

Les simulations réalisées par le SRE méritent quelques précisions. Le principe général est de calculer pour chaque individu de la base un montant de pension pour chaque mois possible de départ. La plage de départ possible est déterminée, selon la catégorie et la génération auxquelles appartient l'agent, par la date d'ouverture des droits et la borne supérieure (variables `dod` et `borne_sup` du tableau A.4). La borne supérieure est la LA – au-delà de laquelle les agents ne peuvent poursuivre leur activité dans la fonction publique – sauf pour les agents qui ont pu reporter leur départ en retraite au-delà (voir le rappel législatif page 16) ⁴.

Pour tous les mois dans la plage de départ possible, le montant de pension est simulé au vu de la nouvelle date de jouissance de la pension. Dans la grande majorité des cas, la date de jouissance de la pension a lieu peu de temps après la radiation des cadres. La simulation de la pension à chaque date dépend alors :

- de l'indice majoré relatif à la période de simulation : pour toutes les périodes au-delà de la date effective de radiation, il s'agit de l'indice majoré à la date de radiation ; pour les périodes en-deçà de la date effective de radiation, il s'agit de l'indice majoré relatif à la carrière passée de l'individu quand celle-ci a pu être reconstituée ;
- de la date de radiation simulée en maintenant constant l'écart entre date de radiation et date de jouissance ;
- de l'âge à la radiation simulée ;
- de la durée de services FPE simulée ;

4. Il est à noter que le choix de prendre la borne supérieure uniquement dans les cas où les agents ont effectivement choisi de faire jouer leur droit au report de la limite d'âge est susceptible de biaiser les estimations des modèles comportementaux. En effet dans la mesure où ce choix reflète des caractéristiques propres à influencer sur le choix de départ, l'étendue de la plage de simulation est en partie endogène.

- de la durée de minimum garanti en fonction de la durée de services simulée ;
- de la durée d'assurance simulée.

Dans un certain nombre de cas, l'agent peut avoir liquidé sa pension avec un écart conséquent après sa radiation des cadres. Dans ces cas⁵, la simulation suppose que la poursuite d'activité se fait hors FPE, n'augmentant ainsi pas la durée de service, mais uniquement la durée d'assurance tous régime.

La pension annuelle pour chaque date de liquidation (P) se définit ainsi :

$$P = \text{montantini} - \text{pertedec} + \text{gainsur} + \text{gainmg} + \text{accessoires} \quad (2.2)$$

Il est par ailleurs important de noter que les avantages accessoires sont supposés constants dans les simulations, alors même qu'ils sont susceptibles d'évoluer avec le report d'activité (majorations de pension pour enfants, bonifications de durée de service, etc.).

2.2 Sélection de l'échantillon

L'estimation des modèles de départ en retraite impose de sélectionner un échantillon, à partir de la base du SRE, à la fois en termes des flux de départ retenus et des caractéristiques de la population.

2.2.1 Choix des années du flux

La base du SRE utilisée pour cette étude correspond au flux des liquidations de pension dans la fonction publique de 2004 à 2012 inclus. Dans ce rapport, nous avons choisi d'estimer les modèles sur une base rassemblant l'ensemble des flux de 2006 à 2012, laissant ainsi de côté les flux 2004 et 2005. Ce choix n'a rien d'évident. L'arbitrage qui se pose est entre sélectionner les flux les plus récents, au risque de se retrouver avec un échantillon non représentatif de la population source, et utiliser des flux trop anciens ne permettant pas une bonne estimation des modèles de comportement.

5. Identifiés par la modalité 2 de la variable `cas_simul`.

En effet, le barème des pensions de retraite se modifiant de façon significative entre 2004 et 2012, les flux de départ une année donnée sont susceptibles d’être le reflet et de conduire ainsi à des flux fortement sélectionnés. A l’inverse, le barème des pensions dans la FPE offrait avant la réforme de 2003 peu de variations permettant l’estimation de modèles de départ en retraite. Avant 2006, il n’y avait pas de décote pour les fonctionnaires⁶, et les départs étaient fortement concentrés à l’AOD. Nous avons donc considéré que les années les plus récentes, à partir de 2006, offraient plus de variations pour identifier les modèles, tout en gardant suffisamment d’années de flux pour éviter des effets de sélection.

Une autre approche est de sélectionner l’échantillon non pas sur les flux, mais sur les générations complètes qui ont déjà liquidé leur retraite (les générations 1946 et 1947 pour les sédentaires, 1956 et 1957 pour les actifs). Cela permet de minimiser les effets de sélection du flux, mais cela impose de se limiter à des générations n’ayant pas fait face à un barème fortement modifié. Cette option sera utilisée comme variante pour l’estimation des modèles.

TABLEAU 2.2 – Description des différents flux pour les militaires.

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Effectif	8 498	9 491	11 174	10 933	11 864	12 231	9 858
Proportion d’hommes	0,93	0,93	0,93	0,92	0,92	0,92	0,93
Proportion de femmes	0,07	0,07	0,07	0,08	0,08	0,08	0,07
Proportion d’officiers	0,15	0,14	0,15	0,14	0,16	0,16	0,17
Proportion de non officiers	0,84	0,86	0,85	0,85	0,84	0,84	0,83
Âge moyen de liquidation	45,06	45,62	45,86	46,50	46,86	46,91	46,97

CHAMP : Données SRE, flux 2006-2012, fonctionnaires militaires.

Pour les militaires, nous utilisons uniquement le flux 2011. Ce choix a été suggéré par le SRE, en raison d’un problème concernant la codification de la limite d’âge pour les sous-officiers dans les bases de données. On s’assure au tableau 2.2 que l’année considérée ne paraît pas trop particulière par rapport aux autres flux disponibles. Si 2011 paraît être le plus gros flux de liquidant, il ne semble pas y avoir de différence dans la composition du flux (proportion d’hommes et d’offi-

6. En toute rigueur, l’instauration de l’âge d’annulation de la décote touche uniquement ceux dont l’année d’ouverture des droits est supérieure ou égale à 2006, soit une partie seulement des flux post 2005.

cier), et cette année ne paraît pas marquer une rupture dans l'évolution de l'âge moyen de liquidation.

2.2.2 Filtres

Au vu de la forte hétérogénéité de la population étudiée, certains filtres ont été mis en place pour sélectionner les échantillons sur lesquels l'estimation des modèles pourra être réalisée. Nous explicitons ici les choix qui ont été faits. Le tableau 2.3 présente le pourcentage de la base initiale après application des filtres, et ce pour chaque année de flux⁷.

Nous avons tout d'abord limité notre échantillon aux individus qui ont fait la presque totalité de leur carrière dans la fonction publique (moins de deux ans validés dans un autre régime). En effet, le comportement de départ en retraite des polypensionnés paraît difficilement modélisable en l'absence de données sur les pensions dont ils bénéficient dans les autres régimes. Un traitement spécifique de cette population pourrait être mise en œuvre en mobilisant des données plus complètes sur les droits à pension de polypensionnés (type EIR-EIC par exemple). Nous excluons ainsi les individus ayant validé plus de deux ans dans un autre régime et ceux pour lesquels cette variable n'est pas renseignée. Cela représente environ 33 % de l'échantillon initial en 2004, et 55 % en 2012. À mesure que la part des polypensionnés augmente, ne pas les inclure dans l'échantillon est de plus en plus problématique. L'annexe B (page 256) présente des tests de sensibilité pour le filtre sur les polypensionnés.

Autre choix important, nous avons décidé de ne pas inclure dans notre échantillon de base les individus ayant bénéficié de dispositifs de départ en retraite anticipé (préretraites et dispositif carrières longues), en partant du principe que ces populations ont des comportements de départ en retraite particuliers. Cela représente 38 % de la population des sédentaires en 2004, 10 % en 2012. Ce filtre se justifie davantage pour les préretraites, qui correspondent à des dispositifs clairement spécifiques, que pour le dispositif carrières longues qui relève de la législation

7. Notons que l'ordre d'application des filtres n'est pas neutre pour la présentation de ces statistiques : si certains individus cumulent plusieurs filtres, l'effet des filtres activés en dernier ne sera pas mis en évidence.

TABLEAU 2.3 – Filtres successifs sur la population initiale.

Année	Base initiale	Polypensionnés		Carrière longue/Préretraite		Taux de prime NA		Autres	
	N	N	%	N	%	N	%	N	%
2006	64884	43486	0,67	34437	0,53	34437	0,53	33313	0,51
2007	68802	39071	0,57	34684	0,50	34684	0,50	33400	0,49
2008	68670	35539	0,52	32370	0,47	32370	0,47	31517	0,46
2009	57815	29420	0,51	26922	0,47	26921	0,47	26253	0,45
2010	58794	28538	0,49	26087	0,44	22797	0,39	22208	0,38
2011	52373	24154	0,46	21835	0,42	19195	0,37	18670	0,36
2012	41930	19033	0,45	17766	0,42	15696	0,37	15221	0,36
total	413268	219241	0,53	194101	0,47	186100	0,45	180582	0,44

Le total est calculé sur la base des années 2006 à 2012. *N* représente le nombre d'observation de chaque base ; % est le pourcentage de la base initiale après application des filtres.

CHAMP : Données SRE, flux 2006-2012, fonctionnaires civils.

globale. Mais les estimations et surtout les tests d'adéquations sont plus aisés à mettre en œuvre quand les fenêtres de liquidation sont les mêmes pour tous.

D'autres filtres mineurs ont été mis en place pour simplifier le traitement de données, correspondant à des effectifs négligeables : nous avons considéré uniquement les individus dont la date de liquidation correspond à la date de jouissance (variable *cas simul* égale à 1), et les individus pour lesquels on observe au moins 60 dates dans la base *simul* (correspondant aux cinq ans usuels de la fenêtre de liquidation), pour simplifier le passage au pas annuel. Nous avons également supprimé les individus ayant un AOD inférieur à l'âge légal (60 ans pour les sédentaires, 55 pour les actifs, 50 ans pour les superactifs). Ces derniers filtres sont regroupés dans la colonne « autre » du tableau 2.3 : ils concernent une faible proportion de la population (pour la base finale, environ 1 % de l'échantillon).

Pour vérifier dans quelle mesure les filtres mis en place nous conduisent à sélectionner une population spécifique pour nos estimations, nous comparons au tableau 2.4 les valeurs moyennes de certaines variables importantes, avant et après filtre, pour le flux 2012. Il apparaît que les filtres touchent plus les fonctionnaires sédentaires, et plus les hommes. L'âge de liquidation moyen est moins élevé, après les filtres, ce qui peut paraître surprenant dans la mesure où l'on a écarté les départs pour carrières longues et les préretraites. Cela s'explique par un âge de liquidation plus élevé pour les polypensionnés (61,4 ans, contre 60,6 ans pour les autres), confirmant au passage qu'il s'agit d'une population spécifique. Les pensions à liquidation sont sensiblement plus élevées dans la base filtrée. Cette fois-ci, les deux

TABLEAU 2.4 – Caractéristiques de l'échantillon après application des filtres.

	Avant filtre	Après filtre
Proportion de sédentaires	75 %	68 %
Proportion d'hommes	51 %	45 %
Âge moyen de liquidation	61,0	60,7
Taux prime moyen	20,1 %	18,7 %
Pension moyenne à la liquidation	25 933	29 654
Indice moyen	647	706
TR à liquidation moyen	61 %	65 %
Proportion de décotant	18 %	23 %
Proportion de surcotant	40 %	40 %

NOTE : TR indique le taux de remplacement.

CHAMP : Données SRE, flux 2012, fonctionnaires civils.

principaux filtres jouent dans le même sens : les polypensionnés et les individus bénéficiant des dispositifs de départs anticipés ont une pension à liquidation plus basse que la moyenne.

Pour les militaires, nous n'appliquons pas de filtres particuliers. En effet, les filtres principaux mis en place pour les civils n'ont pas forcément de sens pour les militaires : les dispositifs carrières longues n'existent pas à proprement dit pour les militaires, et la suppression des pensionnées n'est pas décisive dans la mesure où nous n'estimons pas les modèles reposant sur les incitations financières pour les militaires.

2.2.3 Choix des sous-populations

La forte hétérogénéité des populations, au sein de la fonction publique d'État invite à envisager la possibilité d'une diversité des comportements de départ en retraite, en estimant les modèles sur différentes sous populations. Après discussion avec le SRE, nous avons décidé de constituer les sous-populations à partir des catégories de fonctionnaires civils, comme résumé au tableaux 2.5 et 2.6. Les effectifs et proportions sont calculés à partir de la base « poolée », rassemblant les années 2006 à 2012, après mise en place des filtres décrits précédemment.

2.2.3.1 Les fonctionnaires civils

Pour les sédentaires, la construction des sous-populations ne pose pas de problèmes spécifiques. Nous divisons la population en quatre sous-groupes : les fonctionnaires de catégorie A, B et C non enseignants, et les enseignants. Les enseignants constituent le groupe le plus important, et représentent presque la moitié de l'échantillon, les effectifs des autres sous-catégories étant assez similaires.

TABLEAU 2.5 – Effectifs des sous-populations (Sédentaires).

	Tous	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignants
Effectif	99 594	18 058	15 098	22 000	44 438
Proportion	1,00	0,18	0,15	0,22	0,45

CHAMP : Données SRE, flux 2006 à 2012.

Pour les fonctionnaires actifs, nous formons également quatre catégories : les fonctionnaires de catégorie A et B sont regroupés en raison de leur faible effectif, et une quatrième sous-population est constituée des fonctionnaires « super-actifs ». Pour les actifs, une autre source d'hétérogénéité existe : les fonctionnaires bénéficiant du statut d'actif mais occupant un emploi sédentaire ont un statut mixte : leur âge d'ouverture des droits est défini par leur statut d'actif, mais la LA est celle des sédentaires⁸. Ainsi les paramètres définis à partir de l'année d'ouverture des droits (comme la durée d'assurance cible pour le taux plein) sont ceux des actifs, mais les paramètres définis par rapport à la LA (comme l'âge d'annulation de la décote) sont ceux des sédentaires. Ce cas de figure se présente dans des proportions variables selon les catégories sélectionnées : seulement un dixième des « super-actifs », un cinquième des enseignants et des catégories C, et la presque totalité des catégories A et B.

Se pose la question de savoir si les individus dans ce cas doivent être classés comme actifs ou comme sédentaires. Les comportements de départ en retraite des individus semblent différer fortement : ainsi par exemple pour les fonctionnaires de catégorie C, l'âge moyen de départ en retraite pour ceux dont l'âge limite est l'âge limite des actifs est de 56,1 ans, contre 58,7 ans pour ceux dont l'âge limite est celui

8. C'est le cas si le passage d'un emploi actif à un emploi sédentaire a été volontaire ; dans le cas contraire l'âge limite actif est maintenu.

des sédentaires. Dans cette étude, nous avons fait les choix suivants : nous avons retiré de l'échantillon les actifs ayant une LA sédentaire pour les C, enseignants, et « super-actifs ». Compte tenu des faibles effectifs pour les A et B, nous gardons tous les individus.

TABLEAU 2.6 – Effectifs des sous-populations (Actifs).

a) Effectifs initiaux

	Tous	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super-actifs
Effectif	89 577	4 344	23 649	44 000	17 584
Proportion	1,00	0,05	0,26	0,49	0,20
Dont LA actif	72023	286	19774	35736	16227
Pct correspondant	0,80	0,07	0,84	0,81	0,92
Dont LA sédentaire	17554	4058	3875	8264	1357
Pct correspondant	0,20	0,93	0,16	0,19	0,08

b) Effectifs retenus

	Tous	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Effectif	76 081	4344	19 774	35 736	16 227
Proportion	1,00	0,06	0,26	0,47	0,21

CHAMP : Données SRE, flux 2006 à 2012, fonctionnaires civils actifs.

2.2.3.2 Le cas des militaires

Suivant les conseils du SRE, nous divisons notre échantillon en cinq sous-populations en utilisant la variable *pcs prime* : les officiers supérieurs (SOFF), les officiers subalternes (OFF), les sous-officiers supérieurs (SNOFF), les sous-officiers subalternes (NOFF) et les militaires du rang (RG). Le tableau 2.7 donne les proportions respectives de ces sous-populations dans le flux 2011 : les sous-officiers supérieurs représentent la moitié de la population totale, le reste étant à peu près réparti entre les officiers, les sous-officiers subalternes et les militaires du rang.

TABLEAU 2.7 – Part des sous-populations au sein des militaires.

	Tous	Officiers sup.	Officiers	Sous off. sup.	Sous off.	Rang
Effectif	9 858	288	1 436	4 972	1 817	1 345
Proportion	1,00	0,03	0,15	0,50	0,18	0,14

CHAMP : Données SRE, flux 2011, fonctionnaires militaires.

2.3 Statistiques descriptives

Dans cette section, nous présentons des statistiques descriptives pour les différentes sous-populations constituées. Nous nous concentrons sur les deux dimensions essentielles pour la modélisation des départs en retraite : les âges de liquidation et les montants de pensions à la liquidation.

2.3.1 Fonction publique sédentaire

Le tableau 2.8 permet de comparer les différentes catégories pour un certain nombre de variables importantes. L'âge de liquidation des fonctionnaires sédentaires de catégorie A est sensiblement plus élevé que les autres, avec une moyenne proche de 62 ans. Ils bénéficient de pensions à liquidation élevées du fait d'un indice élevé. Leur taux de prime est le plus élevé (34 %), ce qui implique un taux de remplacement (rapport entre la pension et le salaire total, somme du traitement et des primes) faible, en dessous de 60 %.

TABLEAU 2.8 – Statistiques descriptives par catégorie (sédentaires).

	Catégories A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignants
Âge de liquidation moyen	61,94	61,13	60,68	61,22
Âge de liquidation median	61,25	60,50	60,08	60,58
Pension à liquidation moyen	35 063	20 536	18 487	32 284
Pension à liquidation median	32 855	20 861	17 779	31 430
Indice moyen	824	499	465	796
Taux de prime moyen	34 %	26 %	22 %	13 %
TR moyen à liquidation	0,59	0,61	0,60	0,66
Taux de liquidation moyen	73,92	72,71	70,79	72,36
Durée validée à liquidation	41,40	42,01	41,00	40,39
Durée validée à l'AOD	39,54	40,96	40,40	39,27
Proportion décote	0,16	0,12	0,16	0,27
Proportion surcote	0,68	0,65	0,50	0,51
Proportion en mauvaise santé	0,03	0,04	0,04	0,04

NOTE : TR indique le taux de remplacement.

CHAMP : Données SRE, flux 2006-2012.

Une forte majorité d'entre eux, plus des deux tiers, bénéficient du dispositif de surcote. Ceci peut s'expliquer par un maintien en poste plus fréquent pour les postes à responsabilité, mais cela peut également être interprété comme la marque

d'une volonté de prolonger l'activité pour atteindre un taux de remplacement plus important. Le constat est symétrique pour les fonctionnaires de catégorie C : ils partent plus tôt (en moyenne avant 61 ans), avec des pensions plus faibles du fait d'un indice bas, mais bénéficient eux-aussi d'un taux de remplacement autour de 60 %, car leur taux de prime est plus faible. Les fonctionnaires de catégorie B semblent se situer entre les A et les C : avec des niveaux de pensions initiaux assez bas (indice proche des C), et un taux de prime plus élevé, ils prolongent leur activité (forte proportion de surcotant et durée validée élevée) pour atteindre un taux de remplacement similaire autour de 60 %. Les enseignants bénéficient de pensions élevées, malgré une durée validée relativement basse. Leur taux de prime étant très bas, et leur taux de liquidation élevé, les enseignants partent en retraite avec un taux de remplacement important, à 66 %.

Les graphiques des figures 2.1 et 2.2 présentent respectivement la distribution des âges de départ en retraite et les probabilités de départs en retraite par âge, pour les différentes catégories (avec des âges trimestriels). Le premier type de graphique correspond simplement à la proportion d'individus de la catégorie concernée partant à chaque âge possible. Les probabilités de départ (ou *hazard rates* en anglais) présentent la probabilité de départ en retraite à chaque âge, conditionnellement au fait de ne pas être parti. La probabilité de départ à l'âge limite est donc de 1 : si l'on n'est pas parti avant cet âge, on part obligatoirement quand il est atteint.

Pour chacune des catégories, nous présentons trois graphiques : les distributions des âges de liquidation et les probabilités de départs sont calculées pour le flux 2006, le flux 2012, et pour toute la base d'estimation, afin de souligner des potentiels changements de comportement.

Notons tout d'abord une forte hétérogénéité entre les catégories dans la concentration des départs en retraite autour de l'âge d'ouverture des droits : environ 17 % pour les A, 37 % pour les B, plus de 70 % pour les C et 25 % pour les enseignants⁹ pour l'échantillon complet. Les départs en retraites des fonctionnaires de catégorie A et des enseignants paraissent davantage répartis sur l'ensemble des dates possible

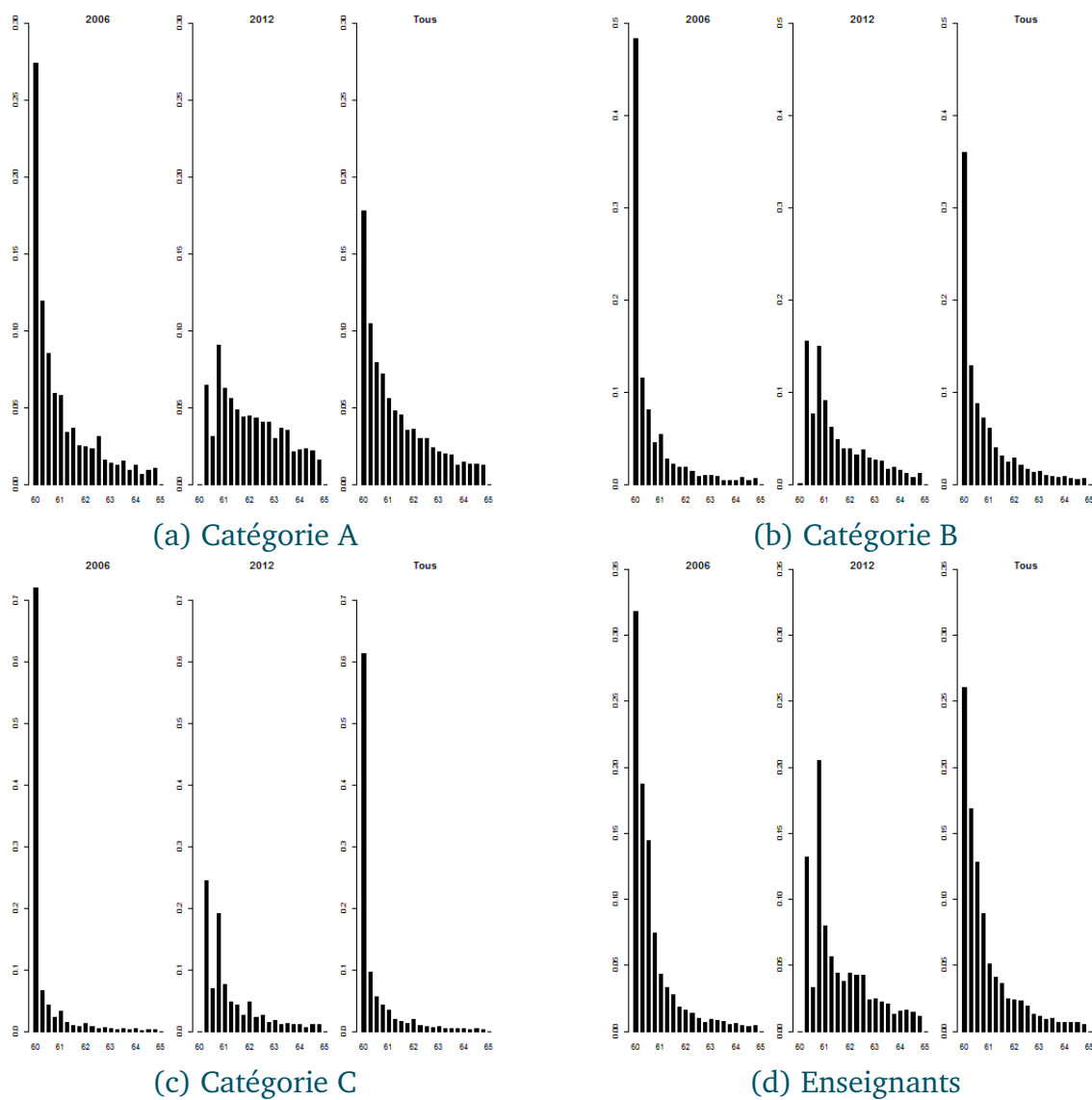
9. Notons que pour les enseignants, le pic semble davantage réparti sur les quatre premiers trimestres, suggérant une interaction entre le départ à l'âge d'ouverture des droits et les contraintes institutionnelles de la profession.

de liquidation. Ceci se traduit par un profil des probabilités de départ en retraite par âge plus horizontal, alors que pour les sédentaires B et C on observe un profil fortement décroissant avec une probabilité initiale élevée à l'âge d'ouverture des droits, et qui décroît fortement par la suite.

La comparaison des deux graphiques de gauche, pour 2006 et 2012 semble suggérer une évolution importante des comportements au cours du temps, avec une réduction du pic initial. Cependant, cette impression est partiellement trompeuse dans la mesure où, dans le flux 2012, l'âge d'ouverture des droits n'est pas le même pour tous, du fait de la montée en charge progressive de la réforme de 2010. Ainsi les départs à l'âge d'ouverture des droits ne sont pas identifiés directement par le pic à 60 ans, mais correspondent aux différents pics entre 60 et 61 ans. Mais même si l'on fait la somme des pics initiaux¹⁰, il semble que les départs sont moins concentrés à l'âge d'ouverture des droits en 2012, et ce pour toutes les catégories. De manière générale, les départs sur les flux 2012 sont davantage répartis entre les différents âges de la fenêtre de liquidation. La montée en charge des réformes de 2010 et 2003 semble donc s'accompagner d'un net glissement des distributions des départs en retraite vers la droite et d'un redressement des probabilités de départs, qui deviennent moins décroissantes (voire constantes pour les fonctionnaires de catégorie A).

10. Ce qui correspond à une surestimation des départs à l'âge d'ouverture des droits pour le flux 2012, car la concentration des départ à 60,9 ans correspond à la somme des départs à l'ouverture des droits et des départ après l'âge d'ouverture des droits d'individus nés en 1951.

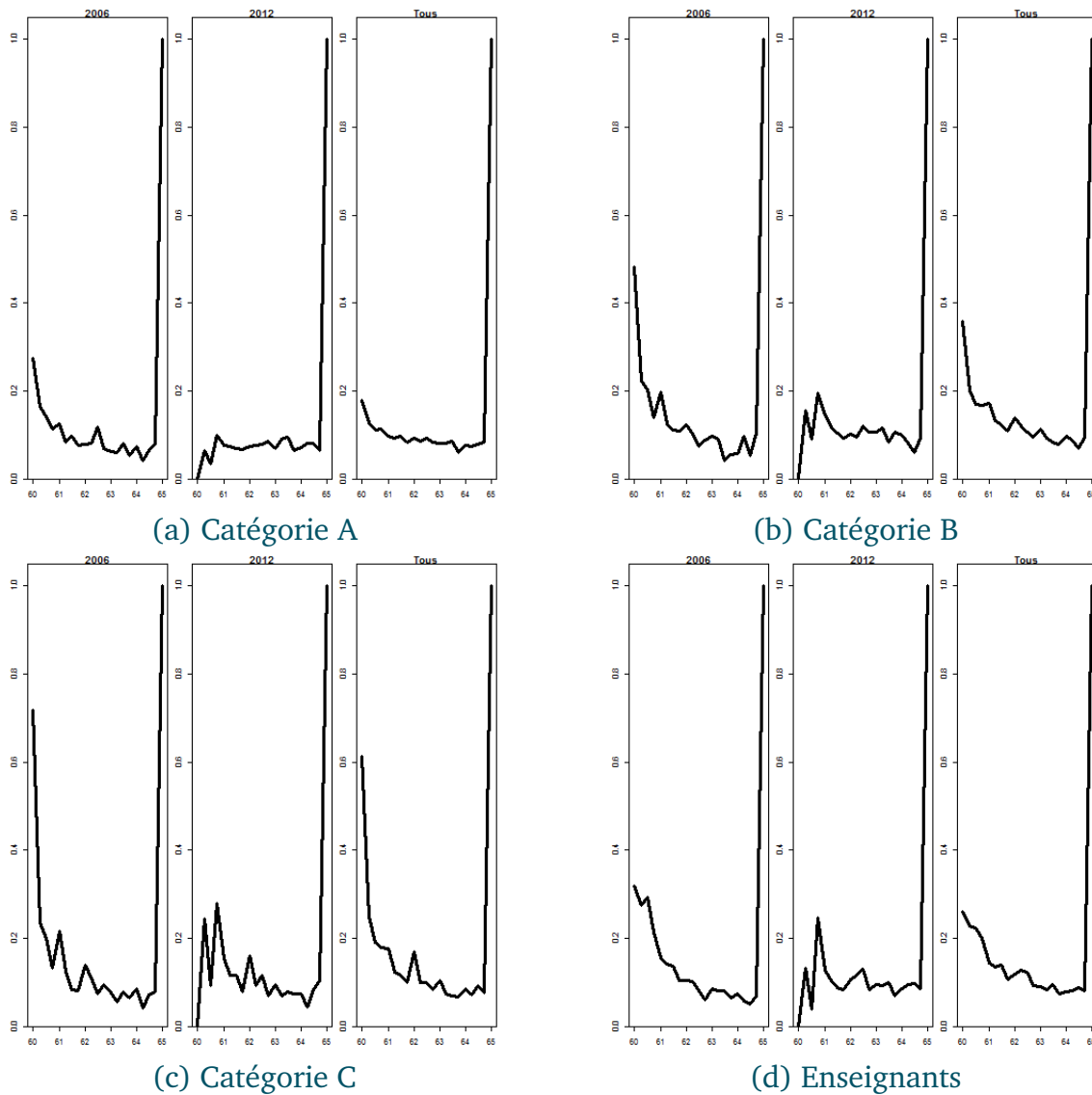
FIGURE 2.1 – Distribution des âges de départs en retraite (sédentaires).



LECTURE : Pour chaque catégorie, trois graphiques sont présentés, pour le flux 2006, le flux 2012 et l'ensemble des flux 2006 à 2012.

CHAMP : Données SRE, flux 2006-2012, fonctionnaires civils, sédentaires.

FIGURE 2.2 – Probabilité de départ par âge (sédentaires).



LECTURE : Pour chaque catégorie, trois graphiques sont présentés, pour le flux 2006, le flux 2012 et l'ensemble des flux 2006 à 2012.

CHAMP : Données SRE, flux 2006-2012, fonctionnaires civils, sédentaires.

2.3.2 Fonction publique active

Le tableau 2.9 permet de comparer les différentes catégories d'actifs pour un certain nombre de variables importantes. L'âge moyen de liquidation est plus important pour les catégories A et B, mais cela est dû en partie au traitement différencié qui est fait de cette population, pour laquelle on garde les individus ayant un âge limite « sédentaire ». La pension à liquidation est plus importante pour les « super-actifs », et les enseignants. Ils bénéficient en effet d'un indice à liquidation élevé, et d'un taux de prime faible¹¹. Malgré un âge de départ en retraite plus bas, les « super-actifs » ont des durées validées moyennes à liquidation (et des taux de liquidation) assez importants, et très peu de décote : il apparaît donc que les bonifications au cinquième permettent bien aux « super-actifs » de partir en retraite avec des pensions importantes malgré une durée de service plus courte.

En revanche, la proportion de fonctionnaires de catégorie B et C partant en retraite avec une décote est élevée (près de la moitié). Ceci s'explique par un impact plus important pour ces catégories de l'instauration d'une décote, car il est plus rare d'avoir atteint la durée cible pour le taux plein (annulation de la décote par la durée) à l'âge d'ouverture des droits quand celui-ci intervient tôt. Au contraire des « super-actifs », l'âge d'ouverture des droits précoce des actifs ne s'accompagne pas d'une bonification de la durée d'assurance. Ils sont donc plus exposés à la montée en charge du dispositif de décote.

La surcote n'étant possible qu'à partir de 60 ans, aucun des actifs retenus dans notre échantillon (hors catégories A et B) ne bénéficie de ce dispositif.

Les graphiques des figures 2.3 et 2.4 présentent, comme précédemment pour les sédentaires, la distribution des âges de départ en retraite et les probabilités de départ en retraite par âge, pour les différentes catégories (avec des âges trimestriels).

La sous-population des fonctionnaires de catégorie A et B semble très hétérogène : malgré des pics visibles à l'âge d'ouverture des droits (55 ans) et autour de 60 ans, qui correspond à la fois à l'âge limite « actif » et à l'âge d'annulation de la

11. Cela n'apparaît pas directement sur le tableau pour les « super-actifs », car nous n'avons pas fait figurer le taux de prime net, c'est-à-dire retranché des primes *issp* qui sont intégrés au calcul de la pension pour les policiers. En conséquence, le taux de remplacement, rapport entre pension et salaire (traitement + prime) est important.

TABLEAU 2.9 – Statistiques descriptives par catégorie (actifs).

	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Âge de liquidation moyen	59,04	56,21	56,64	54,30
Âge de liquidation median	58,92	55,67	56,33	55,08
Pension à liquidation moyen	24 805	15 522	24 775	25 694
Pension à liquidation median	21 835	15 308	24 773	23 955
Indice moyen	613	431	640	638
Taux de prime moyen	30 %	25 %	5 %	32 %
TR moyen à liquidation	0,59	0,54	0,67	0,68
Taux de liquidation moyen	71,60	65,16	70,92	73,49
Durée validée à liquidation	41,21	38,04	38,59	40,54
Durée validée à l'AOD	37,27	36,89	37,02	36,35
Proportion décote	0,16	0,46	0,42	0,06
Proportion surcote	0,29	0,00	0,00	0,00
Proportion en mauvaise santé	0,03	0,02	0,05	0,03

NOTE : TR indique le taux de remplacement.

CHAMP : Données SRE, flux 2006-2012.

décote « sédentaire », les départs semblent se répartir de manière erratique entre les différents âges de la (large) fenêtre de liquidation.

Au contraire, le comportement de départ en retraite des « super-actifs » paraît assez fortement marqué par des départ à l'âge limite (à 55 ou 57 ans), qui représentent environ 50 % des départs.

La concentration des départs en retraite à l'âge d'ouverture des droits est importante pour les actifs de catégorie C (autour de 35 %), mais reste modérée par rapport à ce que l'on observait chez les sédentaires de catégorie C. Pour les enseignants, la distribution semble assez peu concentrée autour de l'âge d'ouverture des droits, à la nuance près que, comme pour les sédentaires, la fréquence des départs est élevée pour les trois premiers trimestres, ce qui est compatible avec un départ à l'âge d'ouverture des droits contraint par le calendrier scolaire.

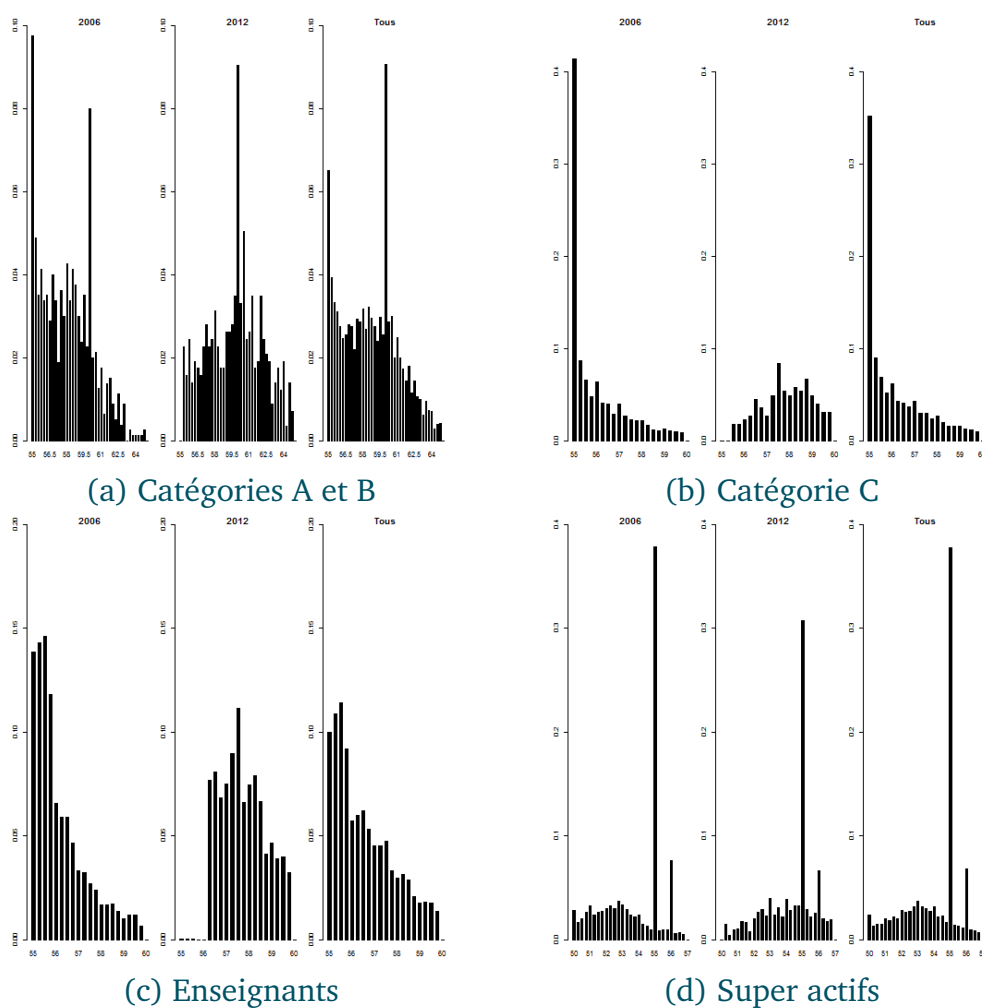
De manière générale, les départs en retraite des actifs semblent davantage répartis sur l'ensemble de la fenêtre de liquidation. Cette impression est confirmée par la forme des probabilités de départ en retraite. La probabilité de départ décroissante avec l'âge que l'on observe chez les fonctionnaires sédentaires ne se retrouve pas : la probabilité de départ en retraite augmente régulièrement avec l'âge.

Les réformes de 2003 et 2010 semblent avoir des effets très importants pour les fonctionnaires actifs. L'effet est particulièrement marqué pour les fonctionnaires de catégorie C et les enseignants : entre 2006 et 2012, la distribution des départs en

retraite glisse fortement vers la droite, avec un basculement des départs autour de l'âge d'ouverture des droits vers les autres âges possibles de liquidation.

Il apparaît donc que les fonctionnaires actifs, fortement exposés à la mise en place de la décote ont sensiblement modifié leur comportement de départ en retraite.

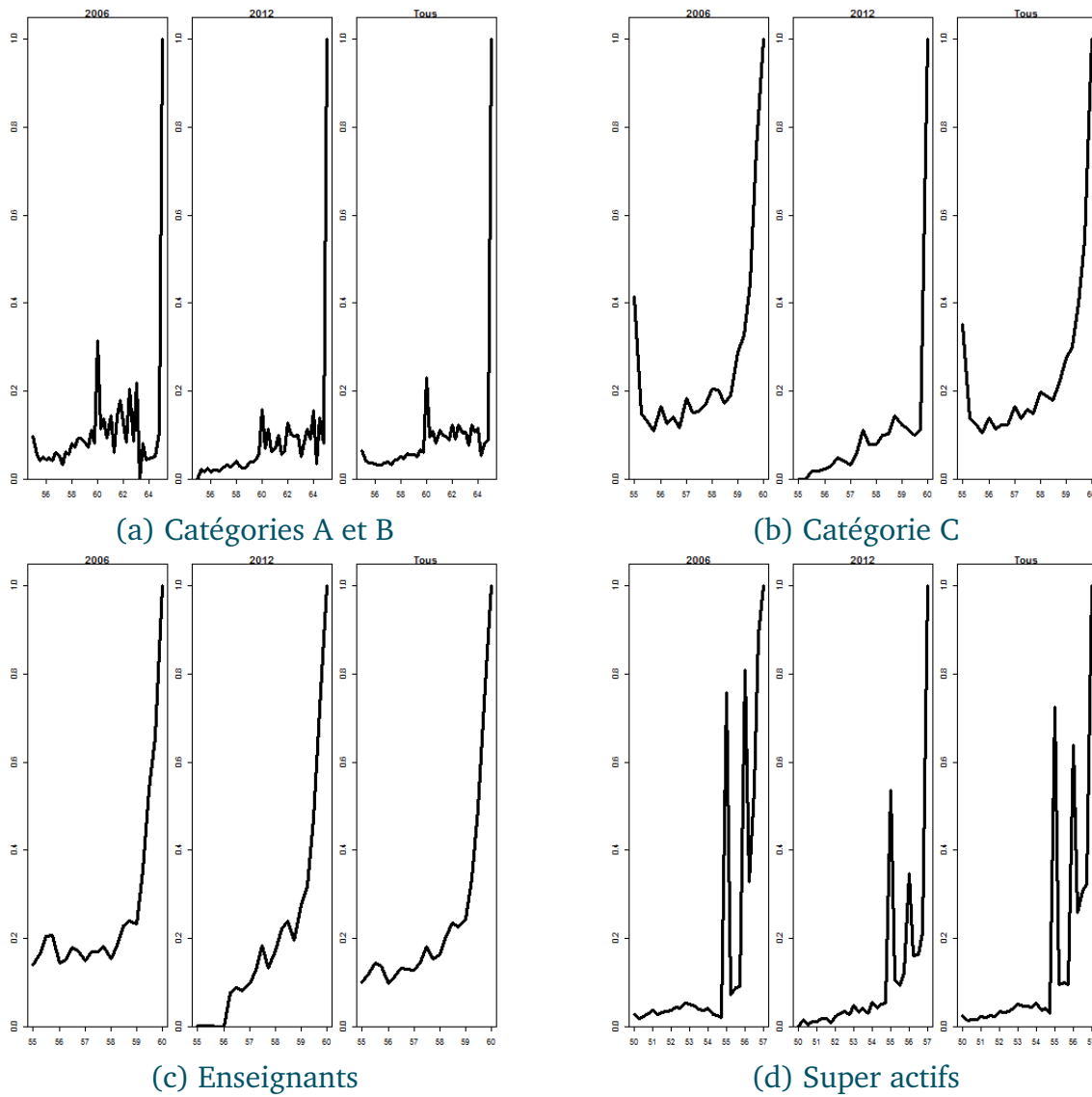
FIGURE 2.3 – Distribution des âges de départs en retraite (actifs).



LECTURE : Pour chaque catégorie, trois graphiques sont présentés, pour le flux 2006, le flux 2012 et l'ensemble des flux 2006 à 2012.

CHAMP : Données SRE, flux 2006-2012, fonctionnaires civils, actifs.

FIGURE 2.4 – Probabilité de départ par âge (actifs).



LECTURE : Pour chaque catégorie, trois graphiques sont présentés, pour le flux 2006, le flux 2012 et l'ensemble des flux 2006 à 2012.

CHAMP : Données SRE, flux 2006-2012, fonctionnaires civils, actifs.

2.3.3 Les fonctionnaires militaires

Le tableau 2.10 permet de comparer les différentes catégories de militaires pour un certain nombre de variables importantes. L'âge de liquidation augmente avec le grade, passant de 38 ans pour les militaires du rang à 58 ans pour les officiers supérieurs.

Les officiers supérieurs partent en retraite avec des pensions relativement importantes : outre un indice moyen élevé, ils liquident en général sans décote (1 % de décotant), et avec un taux de liquidation très élevé (une moyenne de 79 %, proche du taux maximum) s'expliquant sans doute par un bénéfice important des bonifications spécifiques aux militaires. Malgré cela, leur taux de remplacement n'est pas plus élevé que celui des officiers subalternes, en raison d'un taux de prime conséquent (45 %).

Les officiers subalternes partent en retraite plus tôt, avec une part de décotant assez importante. Malgré une pension sensiblement moins élevée que les officiers supérieurs (30 000 contre 50 000 euros), leur taux de remplacement est en moyenne identique, du fait d'un indice de référence plus bas et d'un taux de prime moins important.

Les sous-officiers supérieurs ont des profils proches de ce que l'on observe pour les officiers subalternes, à la nuance près que leur taux de liquidation est plus bas, du fait de carrières militaires légèrement plus courtes.

TABLEAU 2.10 – Statistiques descriptives par catégorie (militaires).

	Officiers sup.	Officiers	Sous off. sup.	Sous off.	Rang
Âge de liquidation moyen	58,03	52,10	48,55	43,82	37,97
Âge de liquidation median	57,17	52,92	49,33	41,42	37,42
Pension à liquidation moyen	49 377	29 813	19 765	14 839	9258
Pension à liquidation median	47 919	31 293	20 670	12 721	8722
Indice moyen	1107	710	491	432	356
Taux de prime moyen	45	38	33	31	26
TR moyen à liquidation	0,60	0,60	0,58	0,52	0,37
Taux de liquidation moyen	79,25	75,24	71,59	58,66	44,73
Durée validée	42,47	42,37	38,39	30,54	23,78
Durée de service	36,20	31,33	28,94	23,23	17,11
Proportion décote	0,01	0,10	0,04	0,29	0,62
Proportion en mauvaise santé	0,01	0,01	0,02	0,03	0,02

NOTE : TR indique le taux de remplacement.

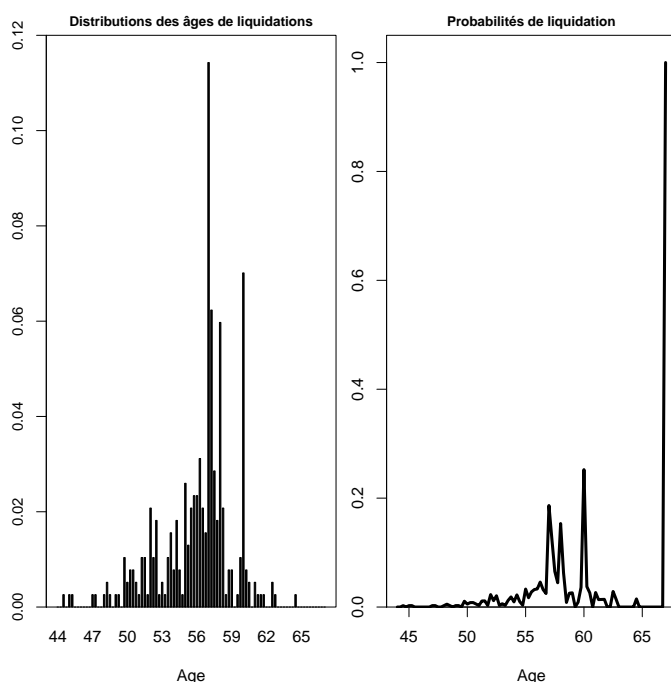
CHAMP : Données SRE, flux 2011.

Les graphiques des figures 2.5 à 2.9 présentent, comme pour les fonctionnaires civils, la distribution des âges de départ en retraite et les probabilités de départs en retraite par âge, pour les différentes catégories (avec des âges trimestriels).

Il apparaît que pour les officiers supérieurs et subalternes, ainsi que pour les sous-officiers supérieurs, les départs en retraite sont fortement concentrés à certains âges clés, qui semblent être les âges limites pour ces carrières. Pour les officiers subalternes (figure 2.8), on note une bimodalité assez marquée de la distribution. Cela incite à un redécoupage plus fin de cette catégorie. Il apparaît que si l'on sépare les gendarmes et les non gendarmes (figure 2.9), on retrouve les deux distributions distinctes : pour les gendarmes, on trouve une distribution des départs semblable à ce que l'on observe pour les sous-officiers supérieurs ; pour les autres, les départs semblent concentrés vers un âge précoce. Par la suite, nous scindons donc la population des officiers subalternes en deux groupes distincts, les gendarmes (NOFFG) et les sous-officiers autres (NOFF).

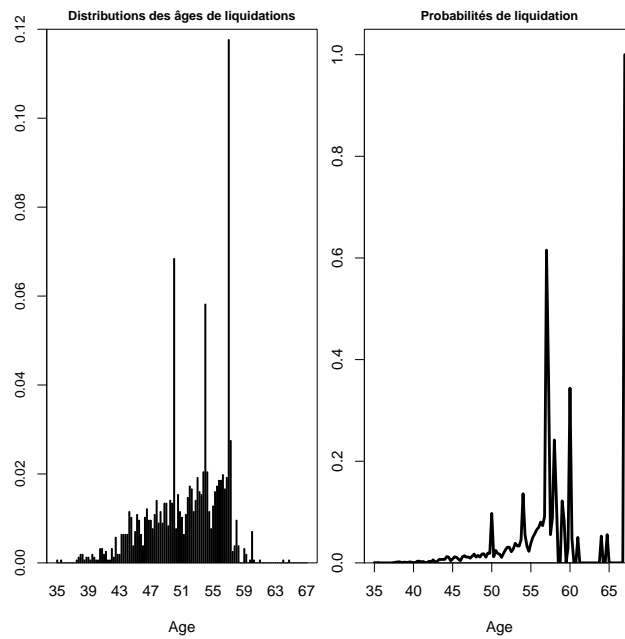
C'est également ce que l'on obtient pour les militaires du rang (figure 2.9), avec des départs concentrés autour de l'âge d'ouverture des droits.

FIGURE 2.5 – Description des départs en retraites : officiers supérieurs.



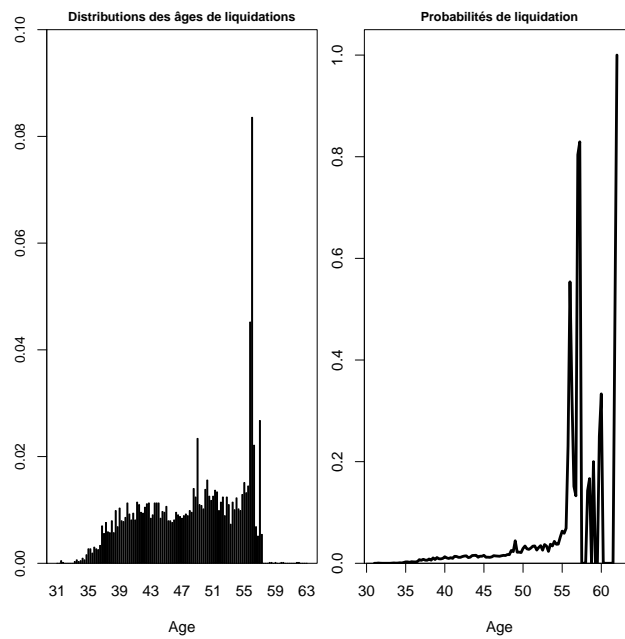
CHAMP : Données SRE, flux 2011, militaires.

FIGURE 2.6 – Description des départs en retraites : officiers subalternes.



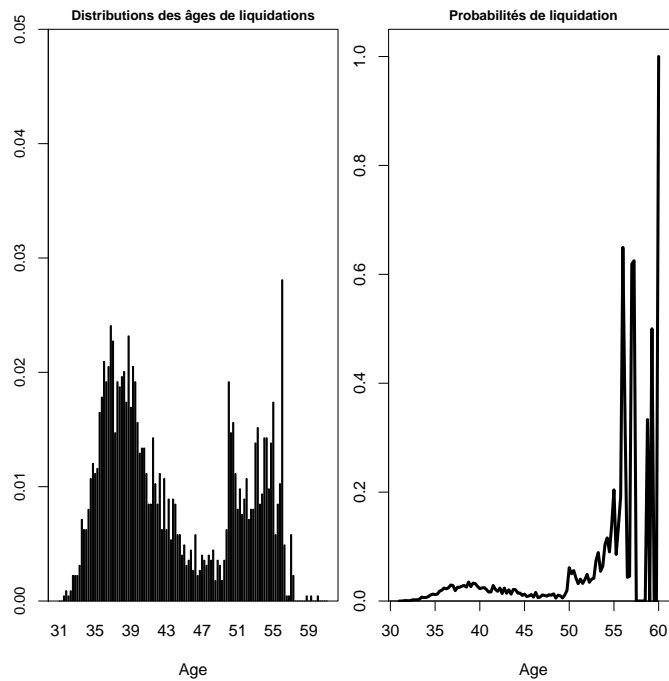
CHAMP : Données SRE, flux 2011, militaires.

FIGURE 2.7 – Description des départs en retraites : sous-officiers supérieurs.



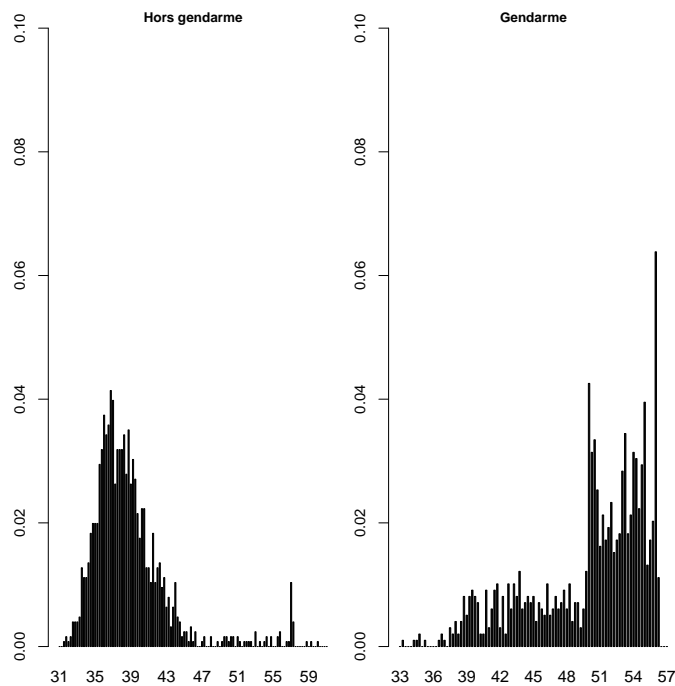
CHAMP : Données SRE, flux 2011, militaires.

FIGURE 2.8 – Description des départs en retraites : sous-officiers subalternes



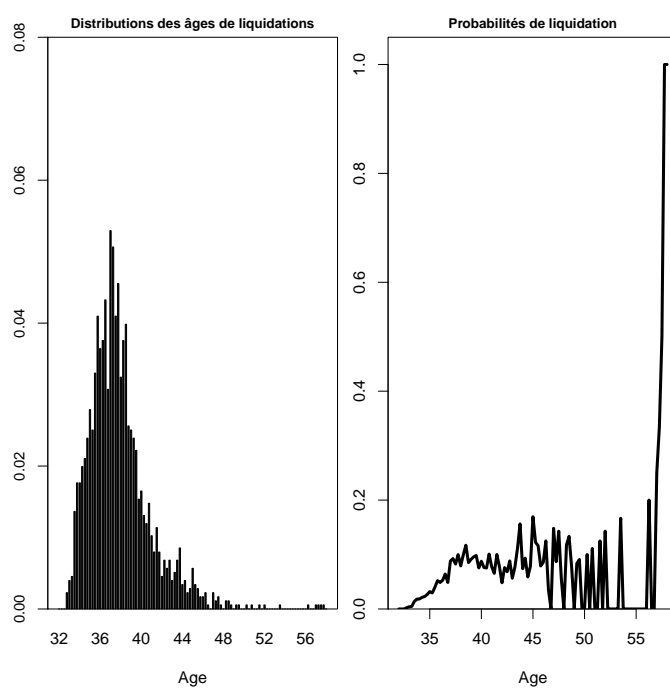
CHAMP : Données SRE, flux 2011, militaires.

FIGURE 2.9 – Distribution des départs : gendarmes et non gendarmes.



CHAMP : Données SRE, flux 2011, militaires.

FIGURE 2.10 – Description des départs en retraites : militaires du rang.



CHAMP : Données SRE, flux 2011, militaires.

CHAPITRE 3

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre présente quelques points méthodologiques sur les estimations réalisées, les simulations à partir des estimations et les tests d'adéquation qui seront présentés pour l'ensemble des modèles étudiés aux chapitres 4, 5 et 6.

3.1 Estimations

3.1.1 Les différentes estimations réalisées

Dans l'ensemble du rapport, nous utilisons des approches différenciées pour les modèles « Taux plein » et « Variables d'incitation financière » d'une part, et « Stock and Wise simplifié » d'autre part. Pour les premiers, les estimations sont réalisées sur les bases des flux de 2006 à 2012 après application des filtres présentés au chapitre précédent. Pour la dernière classe de modèle, le temps nécessaire à la maximisation des modèles nous a poussé à nous limiter à un seul flux, celui de 2010. Et ce d'autant qu'en testant, pour une sous-catégorie donnée, une estimation sur les flux 2006-2012, les résultats ne semblaient pas varier de manière significative.

Pour chacun des modèles :

- Nous estimons les modèles à différents pas : mensuel, trimestriels et annuel (cf. infra pour une discussion sur le pas temporel).
- Nous estimons les modèles séparément pour les actifs et les sédentaires. Ces

deux groupes sont eux-même divisés en sous-populations : les fonctionnaires de catégorie A, B, et C ainsi que les enseignants pour les sédentaires ; les fonctionnaires de catégorie A et B (regroupés), C, ainsi que les enseignants et les super actifs pour les actifs.

Cela représente au total trois pas temporels et huit sous-populations, et donc 24 estimations différentes pour chaque modèle testé.

Par ailleurs, les estimations pour les fonctionnaires militaires ont été abordées sous un angle plus simplifié, les résultats pour cette population sont donc rassemblés à en annexe (Annexe F, page 293).

3.1.2 Estimation des modèles

Pour les chapitres « Taux plein » et « Variables d'incitation financière », nous estimons les modèles par probit simple, sur une base « tronquée », c'est-à-dire en ne gardant que les observations avant la date de liquidation (incluse). L'estimation sur base tronquée s'est imposée par rapport aux alternatives que constituent les modèles à effets fixes ou aléatoires. D'une part, les estimations de modèles à effets fixes ne permettent pas d'identifier l'effet de variables fixes avec le temps que l'on souhaite intégrer à l'analyse (comme le genre, le statut marital ou la santé). D'autres part, l'estimation de modèles à effet aléatoire comporte des inconvénients rédhibitoires : l'estimation est fastidieuse et n'est pas adaptée aux données utilisées¹. Dans toutes nos estimations par probit, nous incluons des *cluster* au niveau individuel pour calculer les écarts-types.

Les modèles de type « Stock and Wise simplifié » sont estimées par maximum de vraisemblance. La démarche adoptée est détaillée au chapitre 6.

1. Les individus liquidant dès la première observation ne contribuent pas à la vraisemblance, et les estimateurs ne sont pas convergents quand le nombre de période est faible, ce qui est le cas en pas annuel.

3.1.3 La question du choix du pas temporel

Une question importante est celle du pas adopté pour les estimations et pour les prédictions. Il s'agit à la fois d'une question pratique, théorique, et technique. Pratique tout d'abord car le choix du pas n'est pas totalement libre et est en partie dicté par la législation : avec un âge d'ouverture des droits ou d'annulation de la décote défini au trimestre près, se contenter d'un âge annuel ne paraît pas adapté pour prévoir les comportements de départ en retraite. Il s'agit également d'une question théorique : à quelle fréquence les individus prennent-ils des décisions de départ en retraite ? À l'extrême, si l'on pouvait connaître le jour exact de décision de départ en retraite, cela n'aurait pas de sens de considérer tous les autres jours où l'individu a décidé de ne pas partir. Enfin, le problème est également une question technique dans l'estimation des modèles du fait d'un biais quand la variable expliquée est un événement rare – quand la proportion de 0 est très grande par rapport à la proportion de 1².

L'un des objectifs des chapitres suivants sera de déterminer quel est le pas adapté pour estimer un modèle de comportement de départ en retraite. Une des pistes qui sera explorée est un modèle séquentiel permettant de passer d'une estimation au pas annuel à des âges mensuels. À partir d'une estimation sur le choix de l'âge (en annuel) de départ en retraite, nous estimons un second modèle déterminant le mois de départ, sachant l'année de départ. Un tel modèle est estimé pour le modèle « taux plein » (voir chapitre 4).

Les résultats des estimations donnant des résultats proche aux pas annuels et trimestriels, nous avons décidé de présenter uniquement les résultats pour les pas mensuels et annuels, par soucis de concision.

3.2 Simulations

À partir des résultats des estimations, nous prédisons un âge de départ en retraite pour chaque individu en utilisant les coefficients obtenus de nos régressions. Pour toute base ayant la même structure que celle utilisée pour l'estimation, et com-

2. Nous revenons sur ce biais au chapitre 6.

portant toutes les variables prédictives, nous pouvons appliquer la même méthode. À partir des coefficients estimés par probit, nous pouvons, pour chaque observation (chaque date de départ possible pour chaque individu), calculer une probabilité de départ en retraite, $P_i(Liq = 1)$.

Nous utilisons ensuite ces probabilités pour prédire les départs en retraite par un tirage probabiliste : l'âge de départ prédit pour un individu est donné par le premier âge pour lequel le tirage est positif. Si aucun âge de départ n'est tiré, on considère que l'individu part en retraite à l'âge limite. C'est la démarche suivie pour les modèles « Taux plein » et « Incentive variables » (chapitres 4 et 5). Pour le modèle « Stock and Wise simplifié » (chapitre 6), la prédiction découle directement de la spécification du modèle : l'individu part en retraite quand son taux de remplacement offert (plus éventuellement la surcote en cas de report) dépasse son taux de remplacement cible individuel.

3.3 Tests d'adéquation

Afin de définir les tests d'adéquation des différents modèles, il est nécessaire de préciser les objectifs sur lesquels juger la performance des modèles. Les modèles de comportement de départ en retraite sont par nature des modèles d'offre de travail dont la prédiction principale est la cessation d'activité. Il est ainsi naturel de vouloir les tester sur leur capacité à répliquer la distribution des âges de départs en retraite.

La distribution des âges de départ n'est pourtant pas le seul critère à retenir, d'autant qu'un des objectifs de ce travail est la capacité à projeter des montants agrégés de pension. On pourrait ainsi retenir un test simple d'adéquation du modèle à s'approcher, avec le moins d'erreur possible, de la pension moyenne liquidée chaque année. Même si ce test est *in fine* le plus pertinent dans un objectif de finances publiques, il semble important de vouloir prendre en compte la performance des modèles dans leur capacité à prédire une distribution des niveaux de pension.

Enfin, si âge et pension sont en soi deux variables d'intérêt, c'est leur distribution jointe qui forme l'ossature de la capacité d'un modèle à reproduire des comportements de départ et les masses de pension qui leur sont liées. Dans la suite de ce

chapitre, on présentera ainsi des tests sur l'âge, le niveau de pension et leur distribution jointe.

À partir des modèles estimés, nous pouvons tester la capacité des modèles à prédire les comportements de départ en retraite. Dans cette étude, seuls des tests sur échantillons ont été réalisés. Le test d'adéquation idéal serait de pouvoir prédire les départs en retraite à partir du stock des actifs à une année donnée, et de comparer le flux prédit au flux observé. À défaut de pouvoir réaliser un tel test, nous proposons les indicateurs suivants :

3.3.1 Comparaison graphique

Nous comparons les départs observés aux départs prédits par les modèles, en proposant pour chaque modèle et chaque sous-catégorie quatre graphiques complémentaires :

- la distribution des départs par âge ;
- les probabilités de départ par âge ;
- la fonction de répartition des départs en retraite ;
- la distribution des taux de remplacement à liquidation.

3.3.2 Mesures d'adéquation

Pour chaque modèle, nous étudions les écarts entre prédictions et observations pour la distribution des âges et des pensions à liquidation, et de la distribution jointe des deux. Pour la comparaison des distributions prises isolément, nous calculons l'écart entre les médianes et les moyennes, l'écart moyen et médian, et une mesure du χ^2 de distance entre les distributions. Le test du χ^2 est habituellement utilisé pour tester l'adéquation d'une série de données à une distribution théorique. Ici, nous testons l'adéquation des prédictions (âges et pensions) à la vraie distribution, observée. Nous comparons donc, entre les modèles, la mesure du χ^2 définie,

pour l'âge de liquidation, par :

$$\chi^2 = \sum_{a=50}^{70} \frac{(\hat{N}_a - N_a)^2}{N_a}$$

avec \hat{N}_a et N_a le nombre de départ à l'âge a , respectivement pour les âges prédits et observés. Pour le calcul de cette mesure, nous utilisons toujours les âges annuels.

Pour les niveaux de pensions à liquidation, nous utilisons la même méthode avec une variable pension redéfinie comme une variable catégorielle (par paliers de 5000 euros).

Plus cette mesure est grande, plus l'écart entre la distribution prédite et observée est important. Un petit χ^2 suggère donc une meilleure adéquation du modèle aux données.

Nous présentons également une mesure usuelle d'adéquation, un pseudo R^2 comparant la vraisemblance du modèle à celle du modèle vide, sans variable explicative :

$$R^2 = 1 - \frac{LH_{model}}{LH_{vide}}$$

Notons que ces deux mesures (mesure du χ^2 et R^2) sont sensibles au nombre d'observations, et ne sont donc pas directement comparables entre elles quand la population varie. Elles seront donc utilisées pour comparer l'adéquation des différents modèles pour une même population (et non l'adéquation d'un modèle donné entre différentes populations).

3.3.3 Analyse par cohorte

Pour se rapprocher d'un test présentant les flux de départs en retraite prédits à partir d'un stock initial de travailleurs, nous proposons une approche par cohorte. Il s'agit de reconstruire le stock des cotisants des générations pour lesquelles on observe tous les départs possibles en retraite. Dans le cas général, la fenêtre de liquidation est de cinq ans (de 60 ans à 65 ans pour les sédentaires, 55 à 60 ans pour les actifs), nous pouvons donc, à partir de notre base poolée des années 2006

à 2012, observer deux générations complètes (1946 et 1947 pour les sédentaires, 1951 et 1952 pour les actifs, 1956 et 1957 pour les super actifs). Pour ces résultats par générations, nous proposons deux types de résultats : (i) un tableau regroupant les masses de pensions par âge (annuel) pour ces deux générations. L'idée est de vérifier que l'on fait bien partir les bonnes personnes aux bons âges, en regardant les dépenses totales par âges ; (ii) un graphique représentant les dépenses (en stock et cumulé) par date pour ces deux générations, de la première date de liquidation (janvier 2006) à décembre 2014³. Notons que nous ne disposons pas exactement du stock total des retraités des générations, car nous n'avons pas ceux qui liquident après l'âge limite (un an après pour la génération 1947, deux ans après pour la génération 1946).

3.4 Les effets d'une réforme

Un bon modèle doit être à même de prédire les effets d'une réforme sur les comportements de départ en retraite. Un test majeur de l'adéquation des modèles est donc de comparer les âges prédits par le modèle sous la législation actuelle aux âges prédits par le modèle sous un changement législatif. En collaboration avec le SRE, nous avons simulé, pour le flux 2012, trois réformes théoriques :

- La première réforme (R1) correspond à une baisse de 10 % de la pension (et donc du taux de remplacement).
- La deuxième réforme (R2) correspond une hausse de la durée d'assurance cible pour l'obtention du taux plein, qui est relevé à 168 trimestres pour tous les individus (l'âge d'annulation de la décote restant le même).
- La dernière réforme (R3) simule un décalage de l'âge d'annulation de la décote, qui est fixé égal à l'âge limite pour tout le monde (la durée d'assurance cible restant la même).

Les tableaux 3.1 et 3.2 présentent, pour les sédentaires et les actifs, la proportion d'observations pour lesquelles le montant de pension est affecté, l'effet de ces trois réformes sur le montant de pension à l'âge d'ouverture des droits et sur l'âge

3. En prenant en compte la revalorisation des pensions.

auquel la décote s'annule pour la première fois. Alors que l'effet de la réforme R1 sur les montants de pension est uniforme, en revanche les réformes R2 et R3 ont un effet différencié selon les individus : si un individu a déjà atteint la nouvelle durée d'assurance cible à l'âge d'ouverture des droits, la réforme R2 n'aura aucun effet sur le montant de pension. De même, si l'âge d'annulation de la décote est déjà atteint (sous condition de durée), la pension à l'AOD ne diminue pas avec le relèvement de l'âge d'annulation automatique de la décote (réforme R3). Notons que la réforme R3 n'a pas un effet très important car dans le flux 2012 une large part des individus a déjà un âge d'annulation de la décote assez proche de l'âge limite. De plus, par rapport à la réforme R2, le relèvement de l'âge d'annulation de la décote joue uniquement sur le taux de pension et non sur le coefficient proratisation, ce qui en limite l'impact sur le niveau de pension.

TABLEAU 3.1 – Impact des scénarios de réforme (sédentaires).

Indicateurs	R1	R2	R3
Pourcentage de variations >0	1.00	0.93	0.16
Baisse de la pension à l'AOD (en pct)			
Moyenne	0.10	0.04	0.01
Médiane	0.10	0.04	0.00
D1	0.10	0.00	0.00
D9	0.10	0.07	0.03
Décalage de l'AAD (en année)			
Moyenne	0.00	0.39	0.37
Médiane	0.00	0.00	0.00
D1	0.00	0.00	0.00
D9	0.00	1.25	1.92

NOTES : La réforme R1 simule une baisse de 10 % de la pension ; la réforme R2 une hausse de la durée d'assurance cible ; R3 correspond à un décalage de l'âge d'annulation de la décote (AAD).

CHAMP : Données SRE, flux 2012.

L'âge d'annulation de la décote n'est pas affecté par la réforme R1, et ne change que pour une faible proportion des individus pour les réformes R2 et R3. Ceci s'explique par le fait que les deux conditions d'annulation de la décote (durée et âge) ne sont pas durcies en même temps, de sorte que l'augmentation de l'une ou l'autre des conditions ne joue pas à plein. C'est particulièrement le cas pour l'augmentation de la durée d'assurance pour le taux plein (R2), qui a un impact limité (surtout

TABLEAU 3.2 – Impact des scénarios de réforme (actifs).

Indicateurs	R1	R2	R3
Pourcentage de variation >0	1.00	0.93	0.32
Baisse de la pension à l'AOD (en pct)			
Moyenne	0,10	0,05	0,02
Médiane	0,10	0,05	0,00
D1	0,10	0,02	0,00
D9	0,10	0,08	0,05
Décalage de l'AAD (en année)			
Moyenne	0,00	0,24	0,87
Médiane	0,00	0,00	0,25
D1	0,00	0,00	0,00
D9	0,00	1,00	2,67

NOTES : La réforme R1 simule une baisse de 10 % de la pension ; la réforme R2 une hausse de la durée d'assurance cible ; R3 correspond à un décalage de l'âge d'annulation de la décote (AAD).

CHAMP : Données SRE, flux 2012.

pour les actifs) si l'âge d'annulation de la décote reste bas.

Pour tester la réactivité des modèles estimés aux réformes proposées, nous étudions l'impact de la réforme : pour le flux 2012, nous utilisons les coefficients estimés pour comparer, d'une part les prédictions obtenues à partir de la base initiale, d'autre part les prédictions obtenues à partir des bases modifiées par les réformes. Nous considérerons que le modèle permet de prédire de manière adéquate les effets d'une réforme si les changements dans les variables explicatives (niveau de pension ou âge du taux plein selon les modèles) impactent significativement les comportements de départ en retraite prédits.

Étant donné la taille limitée des échantillons pour chaque sous-catégorie, il peut exister des différences importantes d'une prédiction à l'autre. Dès lors, la comparaison des âges moyens peut-être brouillée, d'autant plus que les effets sont parfois de faible ampleur. Face à cela, une possibilité est de répéter plusieurs fois (par exemple 1000 fois) la prédiction, et de faire la moyenne des écarts obtenus. Cette technique de « bootstrapping » est toutefois assez coûteuse en temps et a été appliquée essentiellement pour les modèles « taux plein » et « incentive variables ».

CHAPITRE 4

LES MODÈLES DE « TAUX PLEIN »

Les modèles de « taux plein » regroupent une classe de modèles de comportement de départ en retraite qui ont en commun la propriété de capturer des points d'attractions, d'âge d'ouverture des droits, d'âge du taux plein ou d'âge limite. Ils s'appuient sur une représentation stylisée des incitations du système de retraite ou des normes sociales qui entourent les pratiques de liquidation des pensions de retraite. Ces modèles sont très utilisés car ils sont simples à mettre en place et faciles à interpréter, mais ils ont aussi de sérieuses limites pour modéliser des comportements de départ lorsque le système de retraite offre un barème très continu des incitations au départ, sans point d'inflexion particulier.

Après une présentation théorique de cette classe de modèles (partie 4.1), ce chapitre poursuit par des statistiques descriptives sur la distribution des départs au taux plein selon les définitions adoptées (partie 4.2), puis présente les résultats des estimations (partie 4.3) et enfin les tests d'adéquation de ces modèles sur la population des fonctionnaires civils (partie 4.4).

4.1 Les modèles

Les modèles de « taux plein » sont très largement utilisés dans les modèles de microsimulation du système de retraite français. Il s'agit du modèle comportemental qui avait été retenu dans le cadre des premières versions du modèle Destinie¹

1. Le modèle Destinie est le modèle de micro-simulation dynamique du système de retraite français développé à l'Insee (voir Blanchet *et al.*, 2011).

et il reste largement utilisé, aussi bien dans le modèle Destinie de l'Insee, le modèle Prisme de la CNAV (Albert et al., 2009), le modèle Trajectoire de la DREES (Duc et al., 2013) ou encore dans le modèle PENSipp de l'IPP².

4.1.1 Motivations théoriques

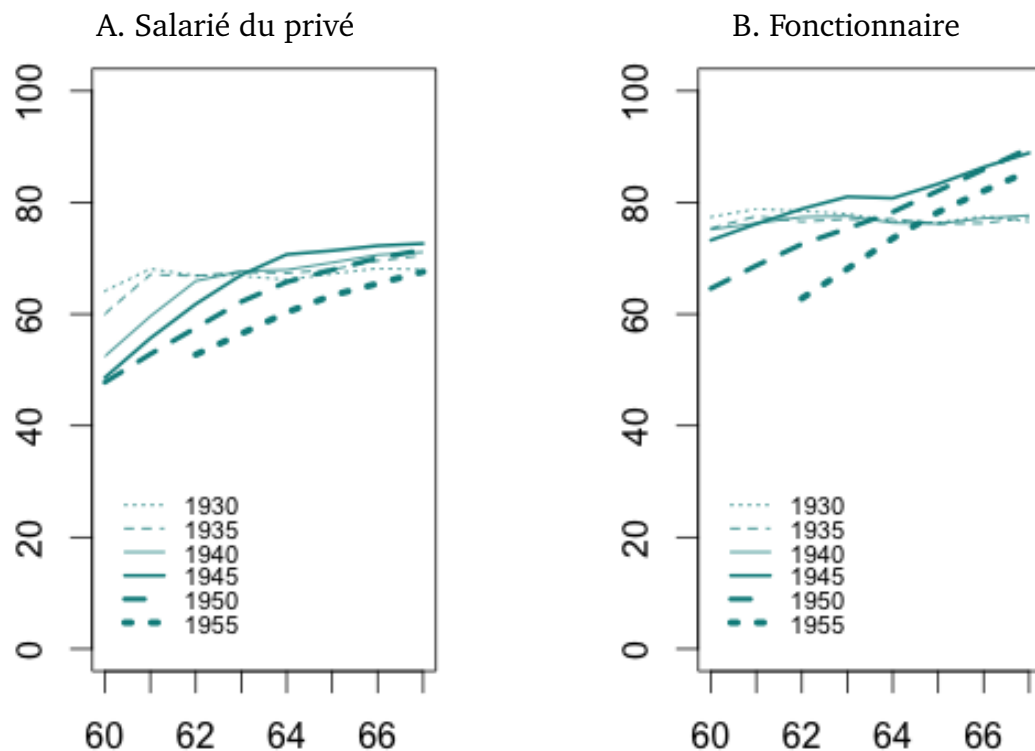
Le choix de nombreux modèles d'utiliser un module de comportement de départ au taux plein a plusieurs justifications. La première justification est la simplicité d'une telle modélisation qui demande peu d'intensité de calculs et permet ainsi une mise en œuvre très rapide de ce module comportemental.

La seconde raison, plus substantielle, est que la plupart des modèles ont été développés avant la réforme de 2003, avec un focus sur les salariés du secteur privé. Dans un tel contexte, le taux plein avait la signification d'un taux de référence, auquel il y avait des avantages certains à liquider. D'une part, les départs avant ce taux plein restaient fortement pénalisés, avec une décote de 10 % par année manquante pour remplir la condition d'âge et de durée. D'autre part, il n'y avait quasiment pas d'incitations financières à partir au-delà de ce taux plein. La réforme de 1993 avait en effet préservé ces deux caractéristiques du barème en se contentant de le décaler vers le bas et vers la droite (cf. figure 4.1, graphique de gauche). Il n'était pas illogique de supposer que l'effet de la réforme sur les âges de liquidation allait simplement consister à accompagner ce déplacement du barème, avec une très large majorité d'individus continuant à se positionner sur son point anguleux. Ce rôle pivot du taux plein était également justifié par le fait que, toujours pour les salariés du privé, l'atteinte du taux plein marquait aussi la possibilité pour l'employeur de mettre fin au contrat de travail sans motif particulier.

Enfin, une dernière justification peut venir des arguments de norme sociale. L'âge du taux plein peut être vu comme l'âge auquel la société considère « normal » de liquider sa retraite, et une majorité d'individus choisiraient de se conformer à cette norme. Un effet d'attraction d'une telle norme sociale peut aussi s'expliquer comme une simplification des incitations d'un barème complexe ; à défaut de bien

2. Le modèle PENSipp développé à l'IPP est un modèle de microsimulation dynamique largement inspiré des développements du modèle Destinie de l'Insee.

FIGURE 4.1 – Profils de taux de remplacement selon l'âge de liquidation, pour six cas-types nés entre 1930 et 1955.



LECTURE : les deux cas-types sont supposés avoir débuté leur carrière à 24 ans et avoir été constamment rémunérés au plafond courant de la sécurité sociale, sans primes dans le cas du fonctionnaire. Les taux de remplacement sont en pourcentage du salaire brut. Ils sont calculés selon la législation en vigueur au moment où chaque cas type atteint l'âge de 60 ans. Par exemple, pour le cas type né en 1940, la législation est celle de l'année 2000.

SOURCE : modèle PENSipp.

connaître l'impact exact du niveau de pension selon tous les âges de départ, le choix de partir « au taux plein » pouvait apparaître comme une bonne règle générale pour orienter un choix peu évident.

Ces justifications théoriques ont été confirmées par les premiers travaux cherchant à modéliser les comportements de départ en retraite sur données françaises (voir par exemple Pelé et Ralle, 1999, ou Blanchet et Pelé, 1999), qui ont montré qu'un modèle de taux plein était alors une bonne approximation des comportements de départ.

4.1.2 Les limites théoriques

Toutefois, même en se limitant au cas des salariés du secteur privé, l'hypothèse d'un départ en retraite au taux plein s'est retrouvée en décalage avec l'orientation prise d'abord par les projets de réforme des retraites (rapport Charpin, 1999) puis par les réformes effectives (surtout celle de 2003), avec l'atténuation de la pénalité financière pour départ avant le taux plein, l'introduction de la surcote pour les départs après ce taux plein et, concomitamment, l'abandon de la règle du droit du travail faisant coïncider arrivée au taux plein et fin du contrat de travail. Le graphique de gauche de la figure 4.1 illustre ce mouvement d'effacement du point anguleux du barème. Il était normal d'en attendre une dispersion croissante des âges de liquidation autour de celui du taux plein.

Ces limites de l'hypothèse de départ au taux plein sont encore plus présentes dans le cas de la fonction publique puisque le barème des pensions civiles et militaires était, avant la réforme de 2003, beaucoup moins anguleux de part et d'autre du taux plein. Comme les salariés du privé, il y avait certes l'absence de bonification des départs plus tardifs, mais il y avait symétriquement une très faible pénalisation des départs avant la condition des 37,5 ans, se limitant à l'effet de proratisation. La réforme de 2003 a eu pour effet de « pentifier » progressivement ce barème autour du taux plein, via l'introduction de la surcote et d'une décote, mais toujours d'une manière assurant un fort lissage des droits de part et d'autre du taux plein, comme l'illustre le graphique de droite de la figure 4.1.

Outre son caractère trop mécanique, le départ au taux plein suppose que les comportements de départ ne dépendent pas du niveau de pension par rapport à la rémunération antérieure : une baisse globale du taux de remplacement au taux plein n'aurait aucun effet sur les comportements de départ en retraite prédits par le modèle.

4.1.3 Spécification du modèle

Le modèle de taux plein dépend de la définition que l'on retient pour le taux plein (voir infra), mais aussi de la façon dont la distance au taux plein est intégrée

dans la modélisation. Dans ce chapitre, nous retenons une spécification intégrant l'effet attracteur des âges clés du départ en retraite : âge du taux plein, âge d'ouverture des droits et âge limite. Nous incluons également des indicatrices trois mois avant et trois mois après, pour capturer des effets d'attraction ou de temps de réaction à l'atteinte du taux plein. Les variables de distance au taux plein n'ont pas été retenues car les coefficients ne sont pas facilement interprétables.

Formellement, la probabilité individuelle de liquider sa pension, $P(Liq = 1)$ peut être spécifiée comme suit :

$$P(Liq = 1) = F\left(\alpha I_{D=0} + \beta \max(0, D) + \gamma \min(0, D) + \delta X\right) \quad (4.1)$$

où F est la fonction de transformation logit ou probit, D mesure la distance algébrique à l'âge du taux plein propre à l'individu i et X un ensemble de covariables qui peuvent aider à capter d'autres effets de l'âge – effet linéaire ou sous forme d'indicatrices – induits par exemple par une éventuelle concentration des départs à l'âge d'ouverture des droits, ou à l'âge limite. Le coefficient α capture l'attractivité du taux plein et les coefficients β et γ l'effet de se trouver un petit peu avant ou un petit peu après la date du taux plein.

4.2 Statistiques descriptives

Nous présentons dans cette partie des statistiques descriptives sur les proportions de départs au taux plein, selon le type de fonctionnaires (civils ou militaires) et selon les sous-populations définies au chapitre 2. Au préalable, nous discutons les différentes définitions du taux plein que l'on peut retenir.

4.2.1 Quelle définition pour le taux plein ?

La notion de taux plein n'est pas forcément univoque. Elle dépend essentiellement de l'inflexion du barème que l'on retient. Par exemple, dans le modèle de microsimulation PENSipp, le taux plein est défini soit comme l'âge auquel est at-

teinte la durée d'assurance cible, soit comme l'âge d'annulation de la décote³. Par ailleurs, dans la documentation des bases transmises par le SRE, le taux plein est caractérisé par le pourcentage de liquidation dans le régime de retraite de la fonction publique : quand celui-ci atteint ou dépasse 75 %, on considère qu'on est au taux plein. Enfin, dans la modèle « Prisme » de la CNAV (Albert *et al.*, 2009), le taux plein est considéré atteint quand la durée d'assurance tous régimes est égale à la durée d'assurance cible. Ces trois définitions sont loin de se recouper : un polypensionné partant en retraite en 2004 à 65 ans et ayant travaillé 15 ans dans la fonction publique ne sera pas considéré comme partant au taux plein dans la deuxième définition (son taux de liquidation sera, dans le cas le plus simple, d'environ $75 \cdot 15 / 40 = 28$ %) alors qu'il part à l'âge d'annulation de la décote et sera donc considéré comme ayant atteint le taux plein dans la première définition. Nous utiliserons donc plusieurs définitions de la notion de taux plein. On considèrera que le taux plein est atteint quand :

- le taux de liquidation dans la fonction publique est supérieur ou égal à 75 % (TP1) ;
- la durée d'assurance tous régimes est supérieure ou égale à la durée d'assurance cible pour l'obtention du taux plein (TP2) ;
- il n'y a pas de décote (TP3).

La construction des variables TP1 et TP3 est immédiate à partir des données du SRE, la variable `pounor` indiquant le taux de liquidation dans la fonction publique, et la variable `pertedecote` renseignant le montant de décote associé à chaque âge de liquidation. Pour la variable TP2, il faut comparer la durée d'assurance tous régimes (variable `dureeassur`) à la durée d'assurance cible, qui dépend de l'année d'ouverture des droits de l'individu.

Notons que la définition TP2 implique la définition TP3. En effet, avoir une durée d'assurance supérieure ou égale à la cible est une condition pour l'annulation de la décote. Ce n'est pas forcément le cas pour la définition TP1, car il est possible d'avoir un taux élevé de liquidation *via* des bonifications, sans nécessairement avoir

3. Le taux de décote est égal à 0 si la durée d'assurance est égale à la durée requise ou si l'âge est égale à l'âge d'annulation de la décote. Cependant le taux de proratisation joue également et ces deux conditions ne sont pas équivalentes au regard du niveau final de la pension.

atteint la durée d'assurance cible ou l'âge d'annulation de la décote.

4.2.2 Statistiques descriptives

Dans un premier temps, nous étudions la proportion d'individus de notre échantillon qui part en retraite au taux plein. Pour chaque définition du taux plein, nous présentons aux tableaux 4.2 et ?? deux mesures : la proportion d'individus qui (i) part en retraite à la date où ils accèdent au taux plein, (ii) part en retraite dans les trois mois suivant leur date d'accès au taux plein (pour prendre en compte un éventuel temps de réaction). Nous présentons également la part des individus partant aux autres âges d'attraction dans le système de retraite : l'âge d'ouverture des droits et l'âge maximal de départ en retraite. Les résultats sont présentés pour la base rassemblant les flux de 2006 à 2012, utilisée pour l'estimation des modèles.

TABLEAU 4.1 – Proportions de départs au taux plein (Sédentaires).

a) Pas mensuel

	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Départ au TP1	0,08	0,13	0,20	0,11
Départ au TP1 + 3 mois	0,19	0,28	0,32	0,20
Départ au TP2	0,11	0,24	0,42	0,16
Départ au TP2 + 3 mois	0,22	0,41	0,56	0,28
Départ au TP3	0,11	0,24	0,42	0,16
Départ au TP3 + 3 mois	0,22	0,42	0,56	0,29
Départ à l'AOD	0,13	0,27	0,52	0,21
Départ à l'AOD + 3 mois	0,25	0,46	0,69	0,39
Départ à la LA	0,13	0,05	0,03	0,06

b) Pas annuel

	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Départ au TP1	0,33	0,44	0,46	0,37
Départ au TP2	0,38	0,59	0,69	0,49
Départ au TP3	0,38	0,60	0,70	0,51
Départ à l'AOD	0,43	0,65	0,80	0,64
Départ à la LA	0,13	0,05	0,03	0,06

CHAMP : Données SRE, flux 2006 à 2012, fonctionnaires civils sédentaires.

Plusieurs points importants ressortent de ces tableaux. Tout d'abord, en comparant les différentes définitions du taux plein utilisées, on remarque que dans

TABLEAU 4.2 – Proportions de départs au taux plein (Actifs).

a) Pas mensuel

	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Départ au TP1	0,02	0,02	0,02	0,04
Départ au TP1 + 3 mois	0,08	0,05	0,07	0,14
Départ au TP2	0,02	0,06	0,03	0,03
Départ au TP2 + 3 mois	0,06	0,12	0,08	0,06
Départ au TP3	0,05	0,06	0,03	0,01
Départ au TP3 + 3 mois	0,08	0,12	0,08	0,03
Départ à l'AOD	0,04	0,23	0,07	0,02
Départ à l'AOD + 3 mois	0,09	0,41	0,17	0,03
Départ à la LA	0,07	0,01	0,00	0,50

b) Pas annuel

	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Départ au TP1	0,14	0,08	0,18	0,17
Départ au TP2	0,12	0,23	0,22	0,10
Départ au TP3	0,13	0,25	0,25	0,07
Départ à l'AOD	0,17	0,56	0,41	0,06
Départ à la LA	0,07	0,01	0,00	0,50

CHAMP : Données SRE, flux 2006 à 2012, fonctionnaires civils actifs.

l'ensemble c'est la définition TP3 qui semble avoir l'effet d'attraction le plus important sur les départs en retraite. Cela semblerait être un argument pour privilégier cette définition du taux plein dans nos estimations. Toutefois, les résultats pour la définition TP2 sont assez proches. La faible attraction du taux plein au sens de la définition TP1 nous conduit à écarter celle-ci pour nos estimations.

Fonctionnaires sédentaires : les fonctionnaires de catégorie A sont moins attirés par l'âge d'ouverture des droits et le taux plein, mais partent plus à l'âge limite. Cela recoupe les résultats sur la surcote présentés au tableau 2.8 du chapitre 2 (page 40) : les fonctionnaires de catégorie A « surcotent » plus que les autres. Les départs à l'âge d'ouverture des droits semblent très important pour les fonctionnaires de catégories B et C (la moitié des premiers et les deux tiers des seconds partent dans les trois mois suivant l'ouverture des droits). Les enseignants semblent également obéir à des logiques différentes, avec des départs aux âges clés moins importants. Ceci s'explique en partie par la saisonnalité des départs en retraites des enseignants, pour qui les départs en fin d'année scolaire ne coïncident pas forcément avec les

âges d'ouverture des droits ou du taux plein.

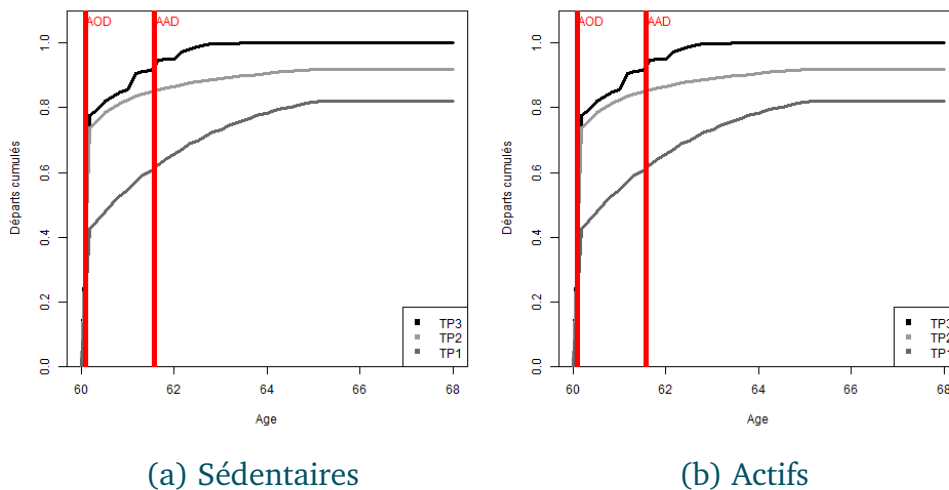
Fonctionnaires actifs : dans l'ensemble, le comportement de départ en retraite des actifs semble moins coïncider avec les âges d'attraction du système. C'est particulièrement le cas pour les départs au taux plein, qui semblent faiblement influencer les départs en retraite. Il ressort tout de même une très forte concentration des départs des « super actifs » à l'âge limite, ainsi qu'une forte propension au départ à l'âge d'ouverture des droits pour les fonctionnaires de catégorie C.

Notons que dans ces tableaux, l'âge d'ouverture des droits et l'âge du taux plein peuvent se recouper largement : d'une part, la lente montée en charge de l'âge d'annulation de la décote (qui sera égale à l'âge limite seulement en 2020) induit une identité entre l'âge d'ouverture des droits et l'âge d'annulation de la décote pour certains individus. Cela explique une partie des différences entre actifs et sédentaires : les départs au taux plein coïncident davantage avec les départs à l'âge d'ouverture des droits pour les sédentaires. En effet, ceux-ci ont plus souvent atteint l'âge d'annulation de la décote car, à partir de 2004, l'âge d'ouverture des droits et l'âge d'annulation de la décote se sont dissociés. Dès lors, seuls les individus ayant validé une durée d'assurance égale à la durée cible atteignent le taux plein dès l'âge d'ouverture des droits, ce qui est bien plus fréquent pour les fonctionnaires sédentaires. À titre d'illustration, le graphique 4.2 présente les fonction de répartition des âges du taux plein, pour les fonctionnaires de catégorie C actifs et sédentaires qui ont atteint l'âge d'ouverture des droits en 2007. Pour eux, l'âge d'annulation de la décote correspond à l'âge d'ouverture des droits plus 1 ans. Entre 60 et 61 ans (55 et 56 ans pour les actifs), les définitions TP3 et TP2 coïncident : ont atteint l'âge d'annulation de la décote ceux qui ont atteint la durée cible pour le taux plein⁴. À partir de 61 ans (56 ans pour les actifs), tous les fonctionnaires ont atteint l'âge d'annulation de la décote (TP3). L'écart entre les courbes TP3 et TP2 correspond aux individus ayant atteint l'annulation de la décote par condition d'âge. Le niveau des courbes à l'âge d'ouverture des droits correspond au pourcentage d'individus

4. Cela n'est apparemment pas le cas pour les fonctionnaires actifs.

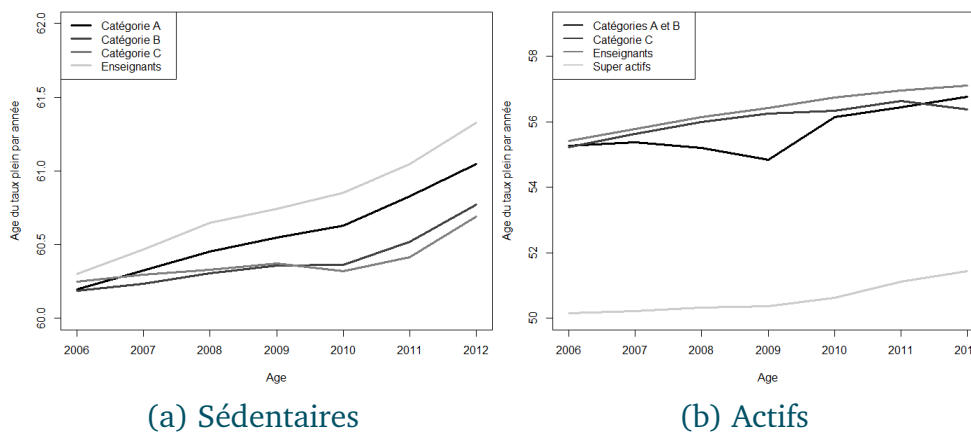
ayant déjà atteint le taux plein à l'âge d'ouverture des droits. On confirme ainsi que les sédentaires sont bien plus souvent dans ce cas que les actifs.

FIGURE 4.2 – Fonctions de répartition des âges du taux plein (catégorie)



Le graphique de la figure 4.3 présente l'évolution de l'âge moyen au taux plein (définition TP3) selon l'année de départ. Si certaines différences sont visibles selon la catégorie, on note un accroissement progressif de l'âge du taux plein au fil des flux de départ, mettant en lumière l'impact des modifications législatives visant à inciter au report d'activité.

FIGURE 4.3 – Évolution de l'âge du taux plein (TP3) selon le flux.



4.3 Estimations

Cette partie regroupe les résultats des estimations pour le modèle taux plein, pour les fonctionnaires civils, sédentaires et actifs. Nous présentons seulement les résultats pour la définition du taux plein TP3 (« il n’y a pas de décote »), les résultats sont proches pour la définition TP2. De même, les résultats au pas trimestriel étant proches de ceux au pas mensuel, nous ne les présentons pas. Les tableaux récapitulatifs du chapitre ?? reprennent l’ensemble des résultats pour les définitions TP2 et TP3 de manière exhaustive.

Nous présentons également dans cette section le modèle séquentiel pour passer, à partir des estimations au pas annuel, des âges annuels aux âges au mois près.

4.3.1 Fonctionnaires sédentaires

4.3.1.1 Pas mensuel

Nous estimons d’abord le modèle au pas mensuel. Comme précisé au chapitre 3, nous estimons le modèle par probit, sur une base tronquée après la date de départ en retraite. Les écarts-types sont clusterisés au niveau individuel. Les résultats pour les différentes catégories sont regroupés au tableau 4.3. Dans l’ensemble, les coefficients sont du signe attendu.

Pour toutes les catégories, nous trouvons un effet significatif et important de l’âge du taux plein. L’amplitude des coefficients est proche d’un groupe à l’autre : une fois contrôlé de l’âge d’ouverture des droits, l’attraction du taux plein est similaire. Se trouver juste avant le taux plein (variable « avant TP3 ») diminue la probabilité de départ en retraite, comme attendu. Nous trouvons également un effet pour les trois mois suivant le taux plein, suggérant un retard dans la prise d’information par les individus. Les départs à l’âge d’ouverture des droits sont largement plus importants pour les fonctionnaires de catégorie C.

La santé semble aller dans le sens attendu (une mauvaise santé augmente la probabilité de départ en retraite), l’effet étant plus fort pour les fonctionnaires de catégorie A et pour les enseignants.

Le fait d’être marié au moment du départ en retraite augmente la probabilité

TABLEAU 4.3 – Estimation du modèle TP3 (Sédentaires, pas mensuel).

	Catégorie A (1)	Catégorie B (2)	Catégorie C (3)	Enseignant (4)
Constante	0,17 (0,18)	1,71*** (0,28)	4,27*** (0,30)	5,92*** (0,15)
TP3	0,47*** (0,02)	0,57*** (0,02)	0,56*** (0,02)	0,57*** (0,01)
Avant TP3	-0,07** (0,02)	-0,23*** (0,03)	-0,16*** (0,03)	-0,07*** (0,01)
Après TP3	0,08*** (0,01)	0,07*** (0,02)	-0,26*** (0,02)	0,02** (0,01)
AOD	0,22*** (0,01)	0,38*** (0,01)	0,90*** (0,02)	0,14*** (0,01)
Âge limite	7,25*** (0,01)	7,08*** (0,02)	7,16*** (0,02)	7,34*** (0,02)
Âge	-0,03*** (0,00)	-0,09*** (0,00)	-0,11*** (0,00)	-0,12*** (0,00)
Salaire (x10000)	-0,05*** (0,00)	0,60*** (0,02)	0,21*** (0,01)	-0,10*** (0,00)
Mauvaise santé	0,12*** (0,02)	0,04 (0,02)	-0,01 (0,02)	0,12*** (0,01)
Sexe (ref : homme)	0,09*** (0,01)	0,21*** (0,01)	0,17*** (0,01)	0,15*** (0,01)
Marié	0,11*** (0,01)	0,19*** (0,01)	0,23*** (0,01)	0,11*** (0,01)
Avec enfant	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,02** (0,01)
AIC	152835	109081	128798	339949
BIC	152968	109206	128922	340087
Log Likelihood	-76405	-54528	-64387	-169962
Deviance	152811	109057	128774	339925
Num. obs.	493 893	235 771	230 202	756 412

*** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$

SOURCES : Données SRE, flux 2006-2012.

de départ en retraite, ce qui peut-être expliqué par des décisions jointes de départs en retraite au sein du couple. De telles décisions ne pouvant pas être analysées à partir des données disponibles, le statut matrimonial est donc ici une variable de contrôle, au même titre que la variable sur les enfants.

Nous obtenons un coefficient négatif pour l'âge, qui n'a rien d'évident. En effet, on pourrait s'attendre à ce que l'âge soit un facteur favorisant un taux de départ accru, *ceteris paribus*. Cet effet s'explique par la décroissance des probabilités de départ en retraite par âge, mise en lumière dans la description des départ en retraite au chapitre 2. Ce coefficient est plus faible pour les fonctionnaires de catégorie A,

pour qui la probabilité de départ décroît moins avec l'âge.

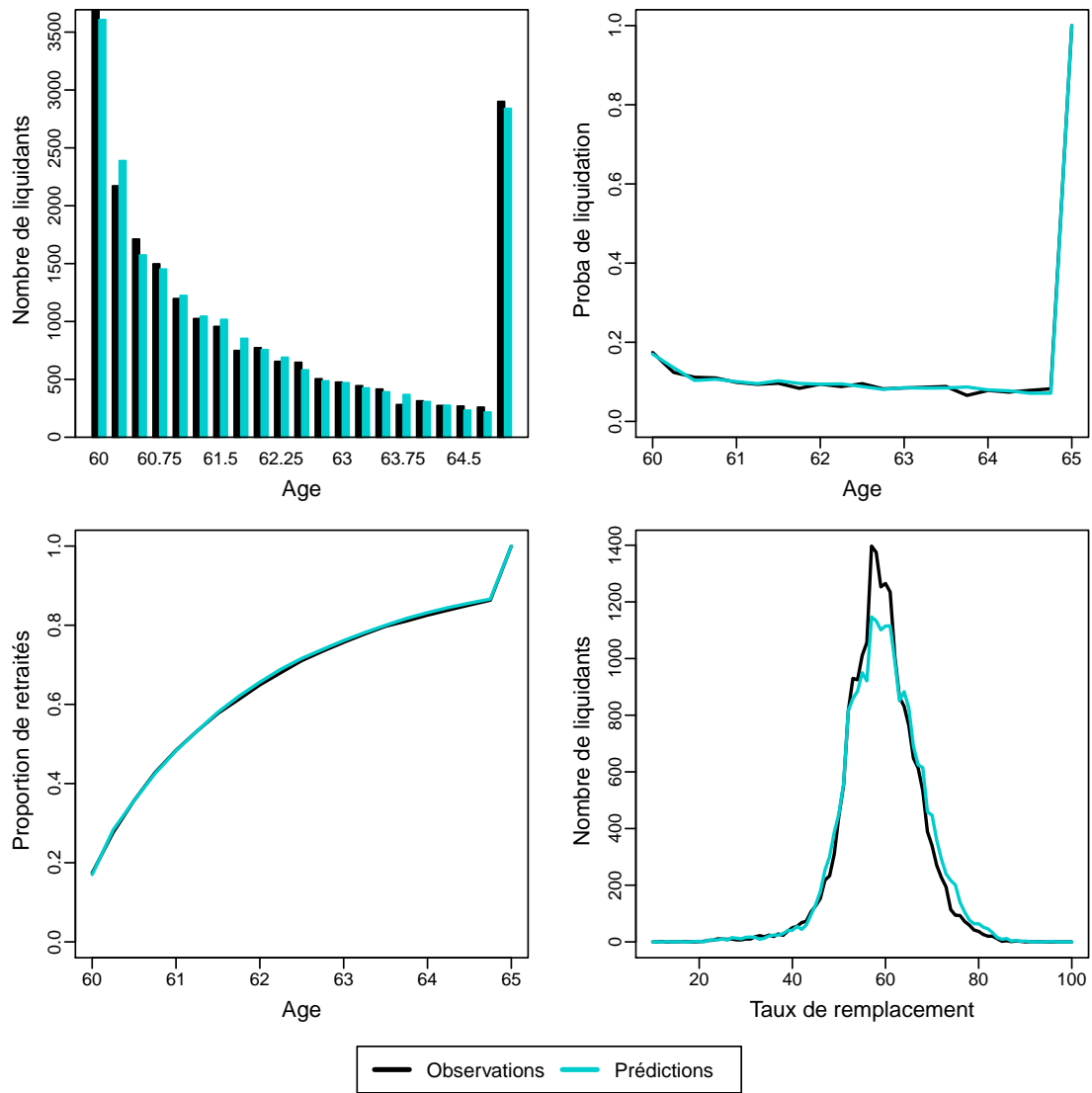
L'effet du salaire⁵ est significatif pour toutes les catégories, mais le signe change : négatif pour les catégories A et les enseignants, positifs pour les catégories B et C. L'interprétation du signe de cette variable n'est pas aisée : d'une part, un salaire important peut être positivement corrélé avec une pension élevée ou une épargne plus importante, qui peuvent avoir un impact positif sur l'âge de départ en retraite ; d'autre part un haut salaire peut-être corrélé avec une meilleure qualité de travail (une préférence pour le loisir moindre), ou des postes à responsabilités pour lesquels les fonctionnaires sont incités à rester en emploi plus longtemps. Une interprétation des signes obtenus est que la première raison joue pour les catégories B et C, la seconde pour les catégories A et les enseignants.

À partir de ces estimations, nous simulons des départs en retraite prédits en suivant la méthodologie décrite au chapitre 3. Les graphiques 4.4 à 4.7 présentent, pour chaque sous-catégorie, la distribution des départs en retraite, les probabilités de départ, les fonctions de survie et la distribution des taux de remplacement à liquidation, observées et prédites. Par souci de lisibilité, les fréquences et les probabilités de départ sont regroupées par trimestre.

À première vue, le modèle taux plein permet de reproduire assez fidèlement la distribution des départs en retraite observés. Certains pics dans les probabilités de départ observées ne sont pas reproduits (par exemple à 62 ans pour les catégories C, ou à 63 ans pour les catégories B), et ne s'expliquent donc sans doute pas par l'attraction de l'âge du taux plein. De plus, on retrouve toujours le même schéma pour les départs pour les six premiers mois : le départ à l'âge d'ouverture des droits est un peu sous-estimé, et on surestime les départs dans le trimestre suivant. La distribution des taux de remplacement à liquidation semble relativement bien reproduite, à la nuance près que les TR prédits sont moins concentrés autour de la moyenne et que l'on prédit plus de départs à des TR élevés que ce que l'on observe (en particulier pour les fonctionnaires de catégorie A).

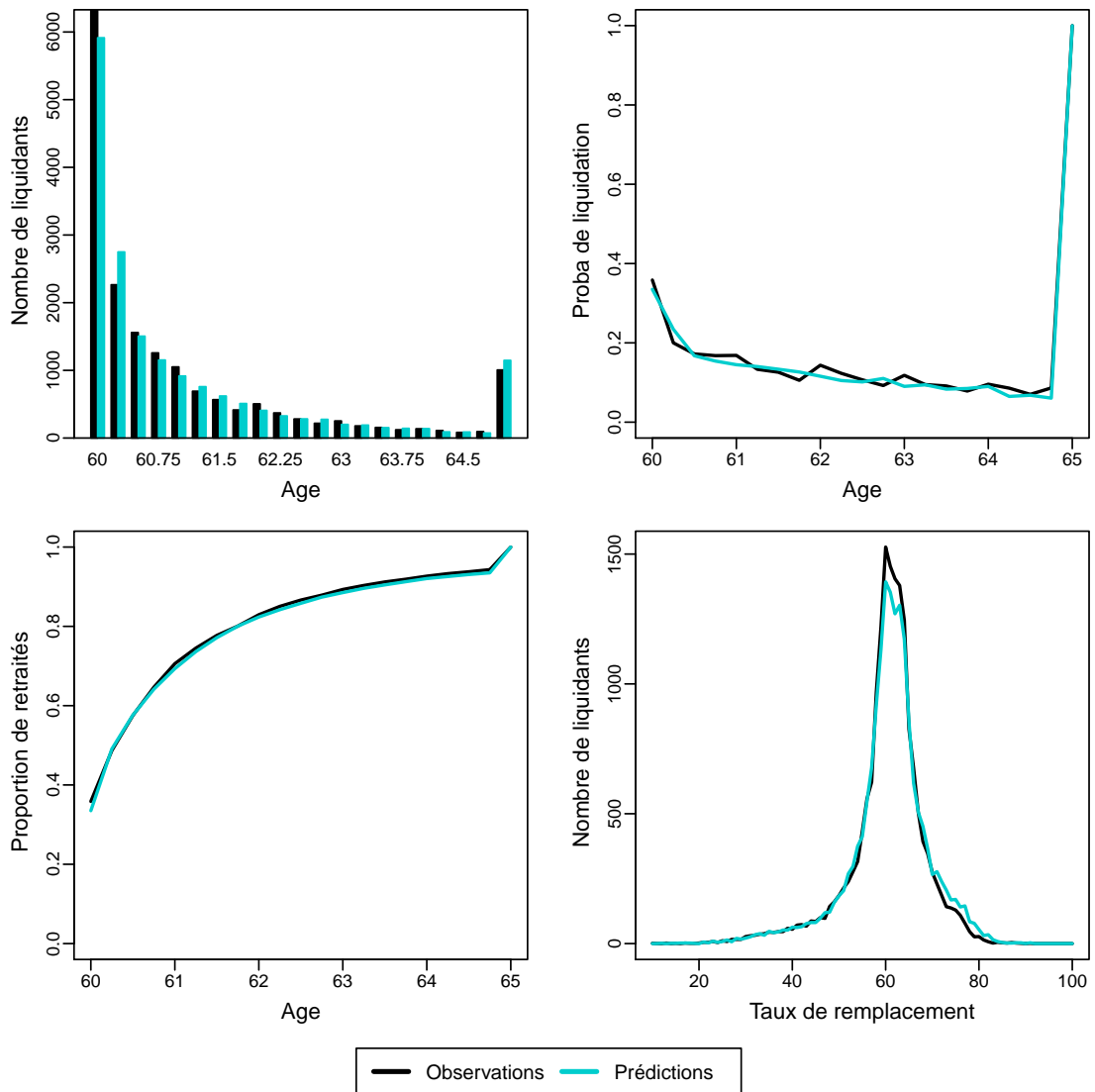
5. Le salaire est construit comme l'ensemble de la rémunération annuelle, traitement et primes compris.

FIGURE 4.4 – Modèle TP3, sédentaires de catégorie A, pas mensuel.



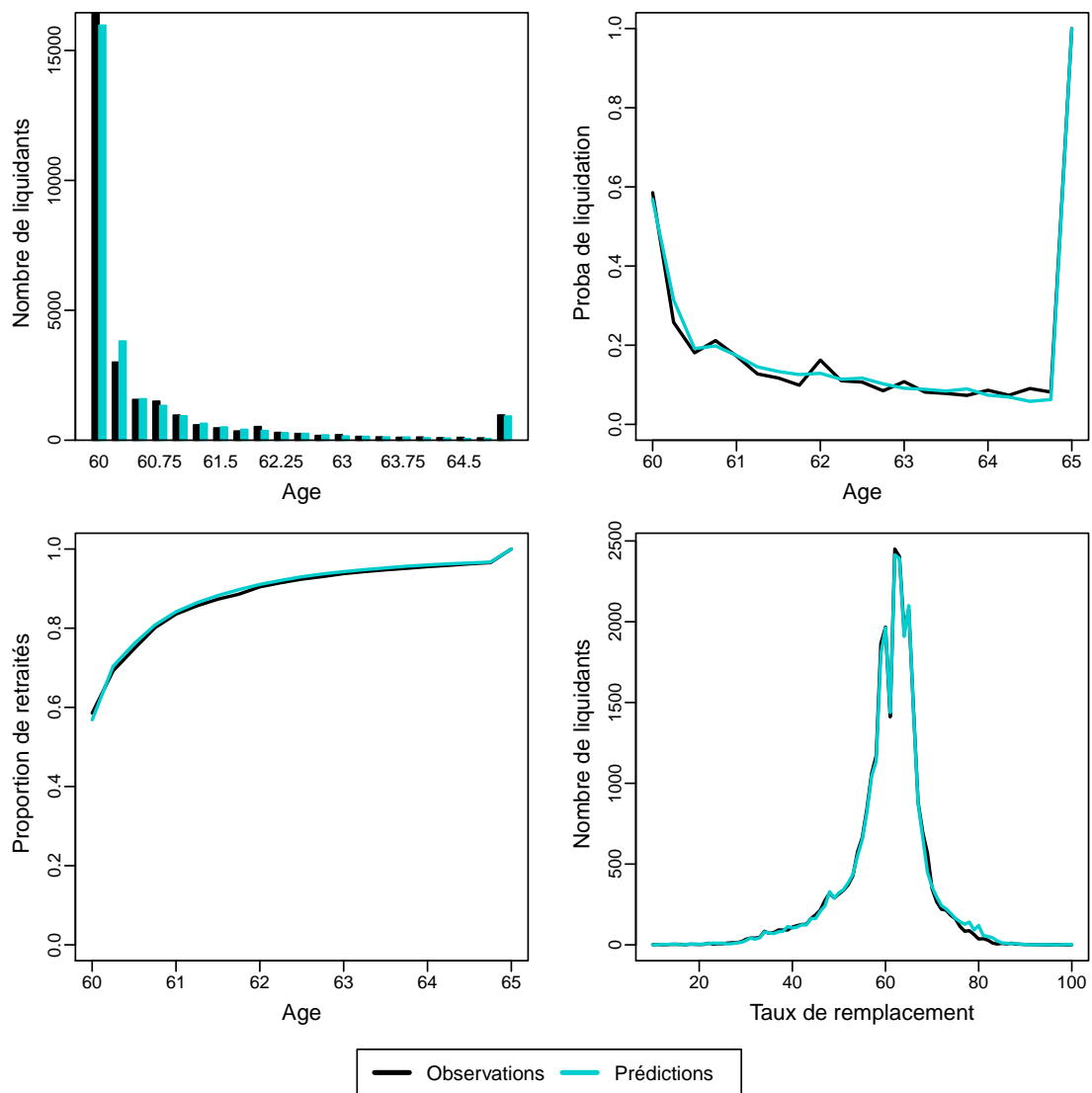
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.5 – Modèle TP3, sédentaires de catégorie B, pas mensuel.



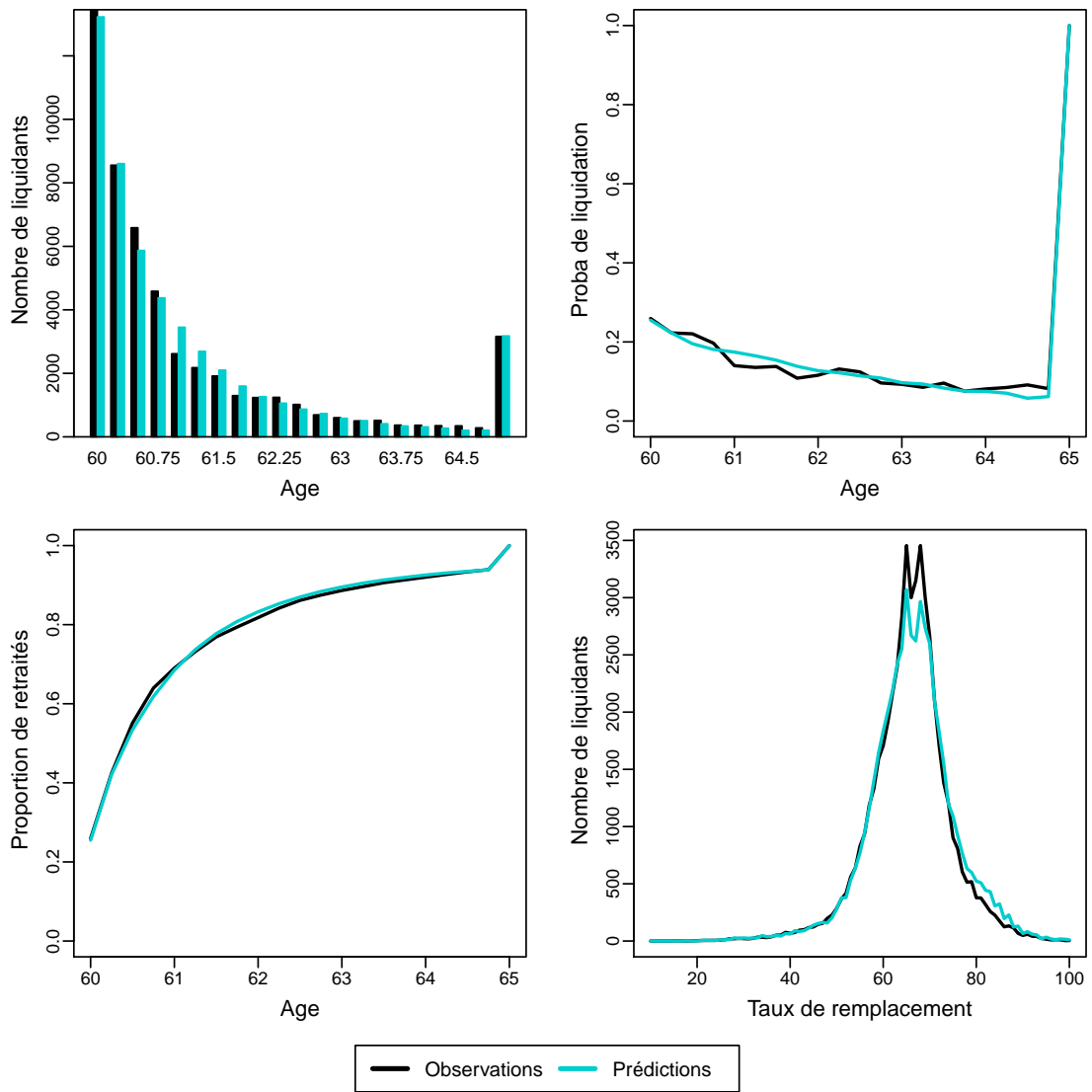
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.6 – Modèle TP3, sédentaires de catégorie C, pas mensuel.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.7 – Modèle TP3, sédentaires enseignants, pas mensuel.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

4.3.1.2 Pas annuel

Une solution pour réduire encore les discordances entre les âges de départs prédits et observés est d'estimer le modèle au pas annuel⁶. Le même modèle est estimé, à la différence près que les variables de proximité (avant et après) le taux plein disparaissent. Les résultats sont rassemblés au tableau 4.4.

Les résultats sont qualitativement et quantitativement comparables à ce que l'on obtient au pas mensuel. L'effet attracteur du taux plein pour les catégories C est toutefois de magnitude moins importante que pour les autres catégories, ce qui semble confirmer que c'est surtout l'âge d'ouverture des droits qui joue pour cette sous-population. Les prédictions réalisées à partir de ces estimations permettent de reproduire assez précisément les comportements de départ effectifs (voir figures 4.8 à 4.11), aussi bien au niveau des âges de départs qui sont prédits presque exactement, que des distribution des taux de remplacement. Seule la variation importante des probabilités de départ en retraite pour les catégories C (et à degré moindre pour les enseignants) entre 62 et 63 ans n'est pas reproduite.

6. Voir le chapitre 3 pour une discussion sur le choix du pas de modélisation.

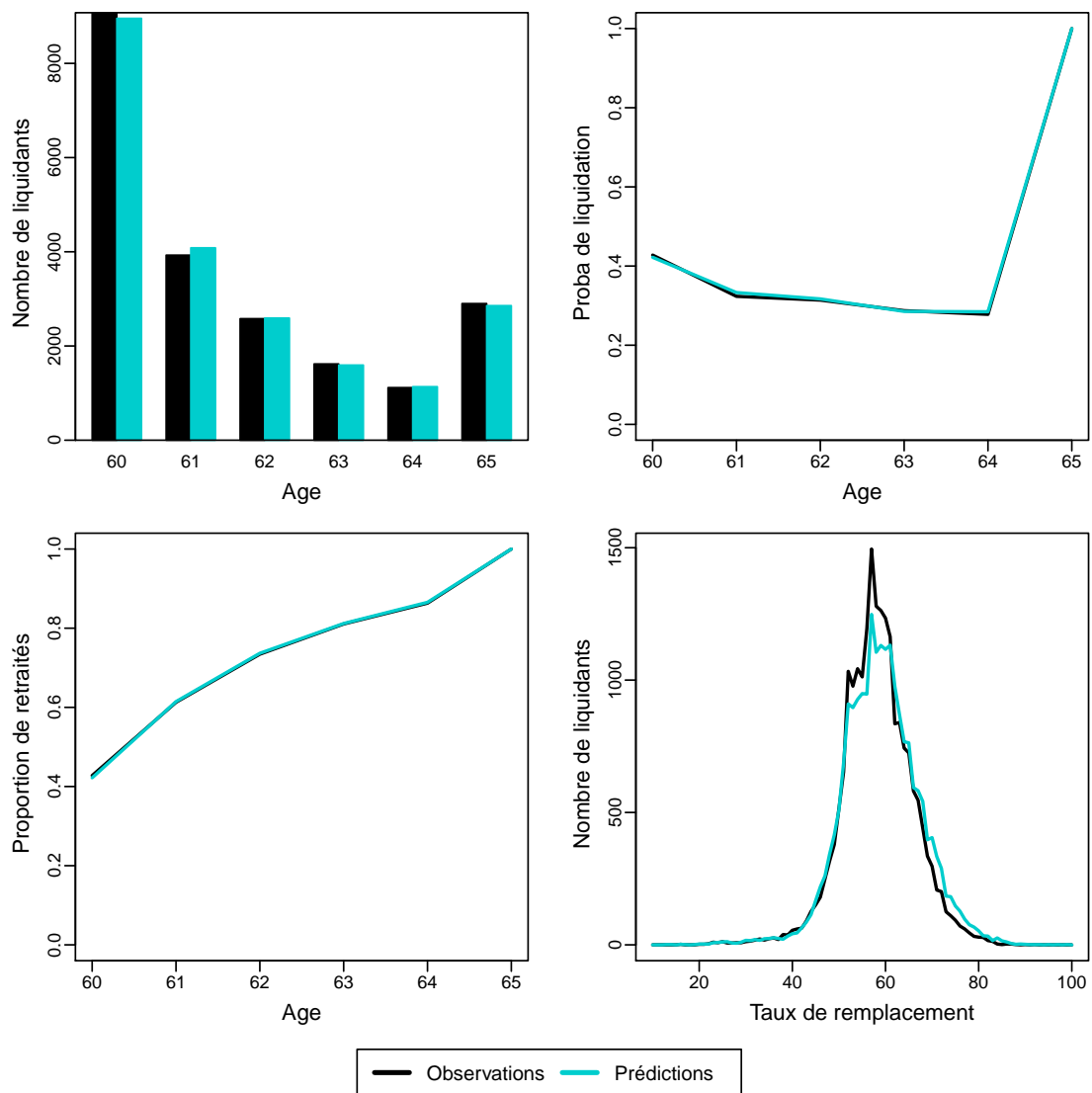
TABLEAU 4.4 – Estimation du modèle TP3 (Sédentaires, pas annuel).

	Catégorie A (1)	Catégorie B (2)	Catégorie C (3)	Enseignant (4)
Constante	1,05* (0,41)	2,90*** (0,68)	3,36*** (0,66)	5,43*** (0,34)
TP3	0,18*** (0,02)	0,30*** (0,02)	0,08*** (0,02)	0,29*** (0,01)
DOD	0,11*** (0,02)	0,20*** (0,03)	0,84*** (0,03)	0,27*** (0,01)
Âge limite	6,16*** (0,03)	5,98*** (0,05)	5,96*** (0,04)	6,15*** (0,03)
Âge	-0,02** (0,01)	-0,10*** (0,01)	-0,08*** (0,01)	-0,08*** (0,01)
Salaire (x10000)	-0,09*** (0,00)	0,84*** (0,03)	0,35*** (0,02)	-0,18*** (0,01)
Mauvaise santé	0,18*** (0,04)	0,06 (0,04)	0,03 (0,04)	0,16*** (0,02)
Sexe (ref : homme)	0,13*** (0,01)	0,33*** (0,02)	0,28*** (0,02)	0,26*** (0,01)
Marié	0,18*** (0,01)	0,32*** (0,02)	0,37*** (0,02)	0,18*** (0,01)
Avec enfant	-0,01 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,03 (0,02)	0,04** (0,01)
AIC	65836	39312	42563	118918
BIC	65925	39395	42650	119013
Log Likelihood	-32908	-19646	-21271	-59449
Deviance	65816	39292	42543	118898
Num. obs.	54 873	32 082	41 328	96 598

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

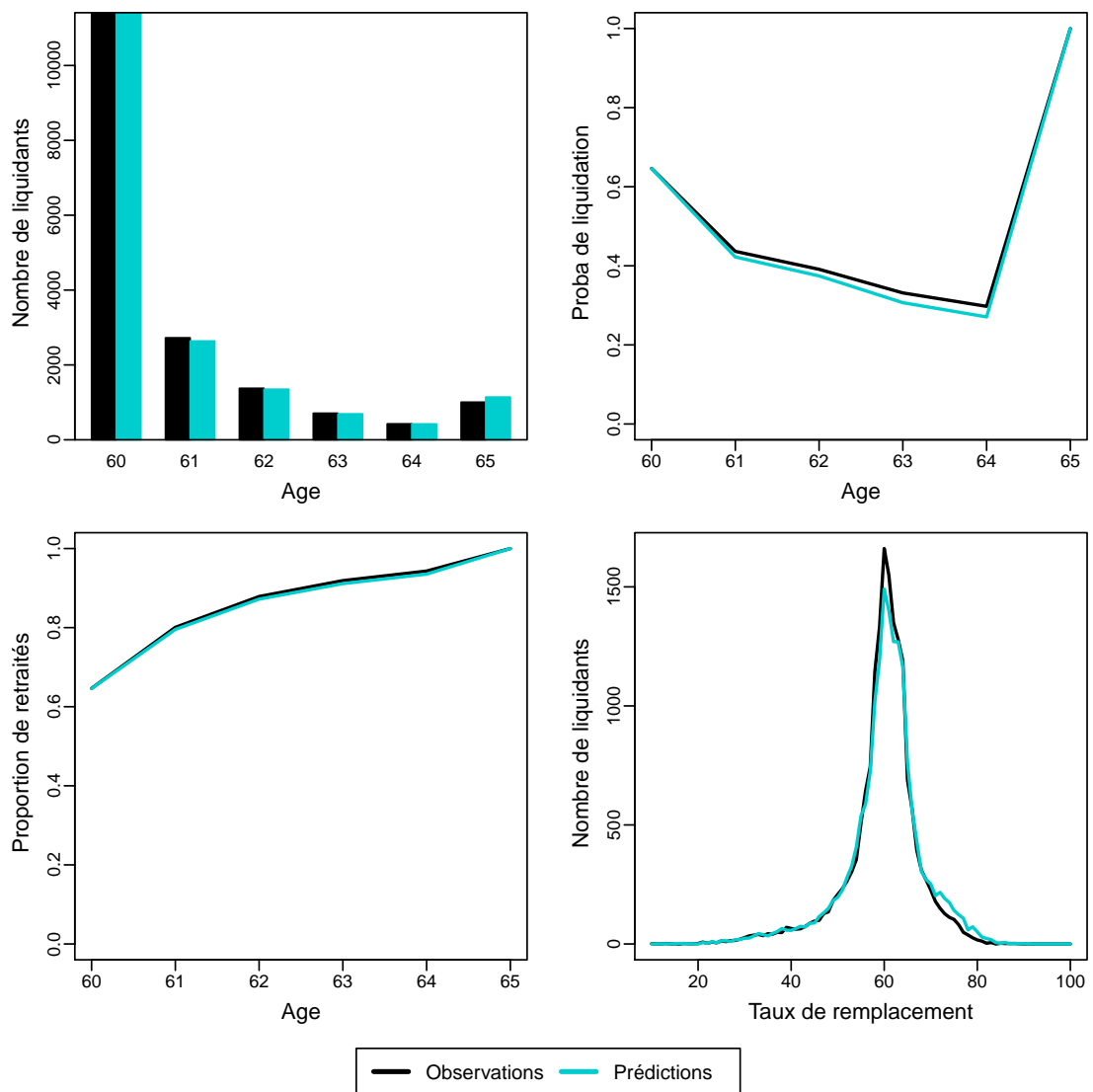
SOURCES : Données SRE, flux 2006-2012.

FIGURE 4.8 – Modèle TP3, sédentaires de catégorie A, pas annuel.



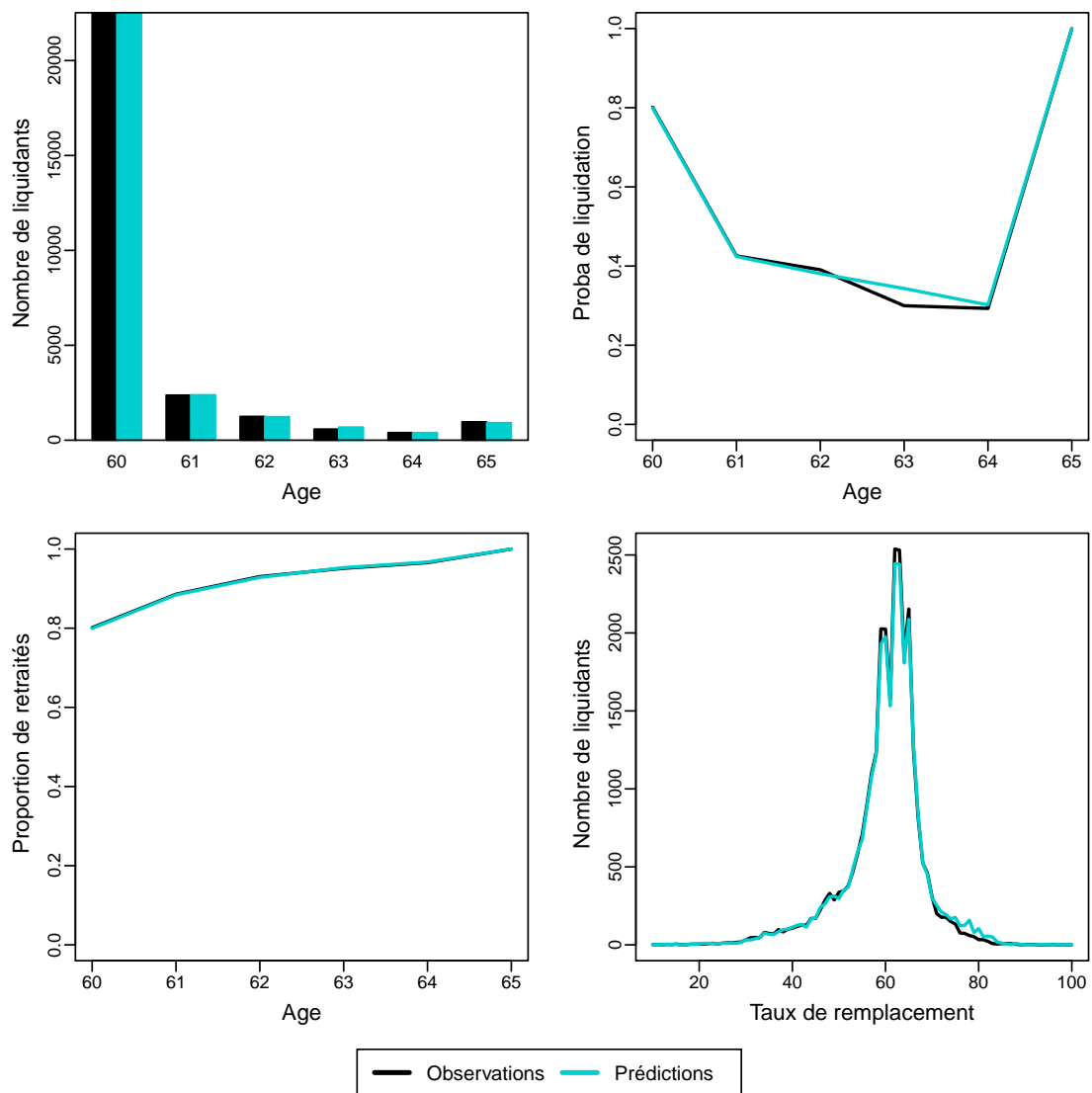
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.9 – Modèle TP3, sédentaires de catégorie B, pas annuel.



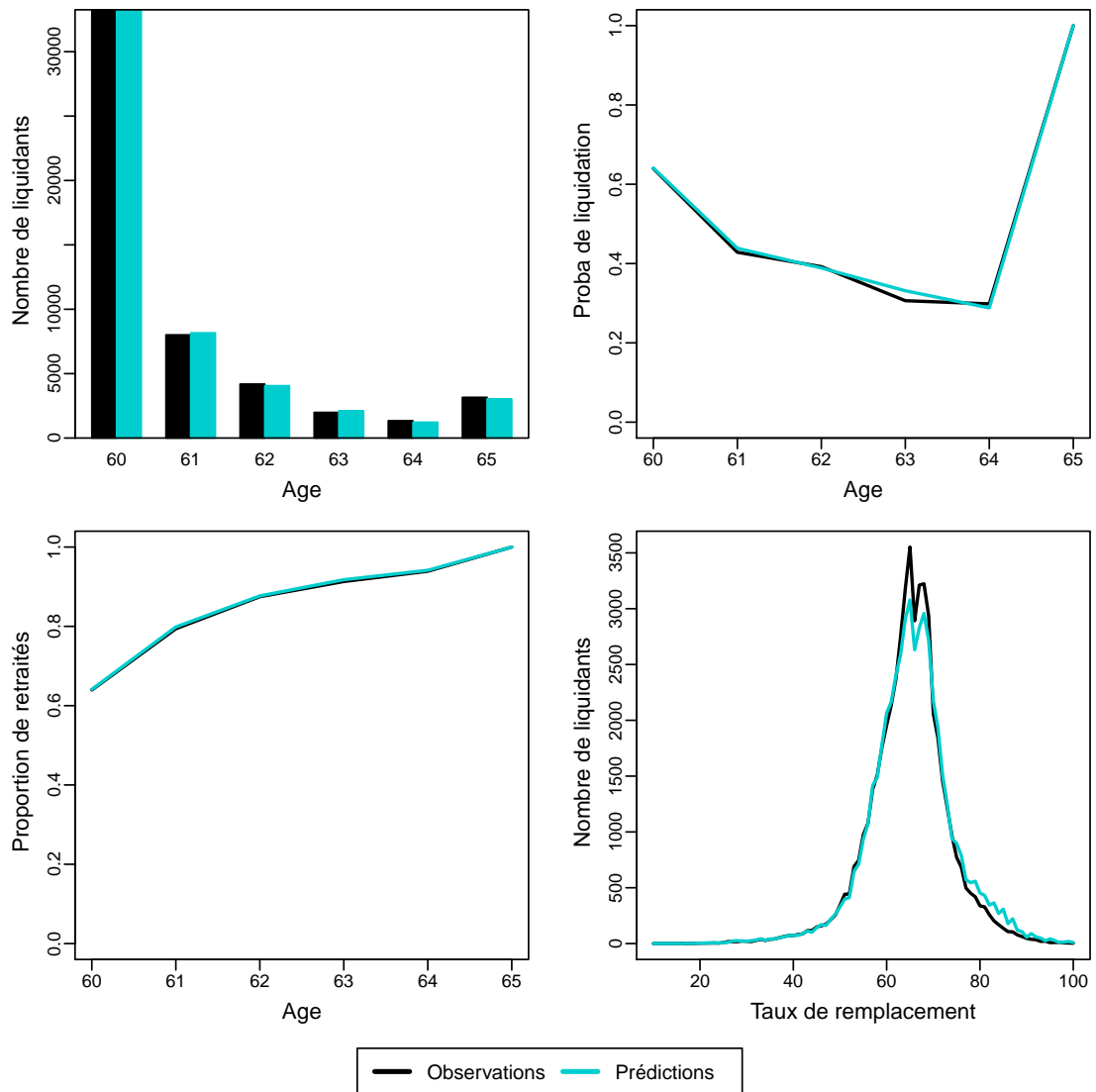
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.10 – Modèle TP3, sédentaires de catégorie C, pas annuel.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.11 – Modèle TP3, sédentaires enseignants, pas annuel.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

4.3.1.3 Passage du pas annuel au pas mensuel

Si les estimations donnent des meilleurs résultats au pas annuel, mais qu'il est nécessaire d'avoir des âges de départ en retraite à un niveau plus fin (trimestriel ou mensuel par exemple), il est possible de modéliser le départ en retraite en deux temps, comme expliqué au chapitre 3. Nous illustrons ici ce modèle de choix séquentiel. Une fois choisi l'âge de départ annuel (départ à 60 ans, c'est-à-dire entre l'anniversaire des 60 ans et la veille des 61 ans), l'individu choisit le mois de départ en retraite auquel il souhaite partir. Ce choix du mois peut avoir d'autres déterminants que le choix de l'année. La stratégie empirique est donc d'estimer un modèle de choix du mois de départ, conditionnellement à partir à un âge (en année) donné. Dans la spécification retenue ici, nous retenons les variables explicatives suivantes : une indicatrice du mois de la date d'ouverture des droits (+1 mois), des indicatrices pour les mois de septembre et janvier, et l'augmentation (en pourcentage) de la pension entre le mois précédent et le mois courant (l'idée étant que l'individu repousse d'un mois son départ en retraite si ce report s'accompagne d'une forte hausse de la pension). Le modèle est estimé séparément pour chaque âge. Le tableau 4.5 présente les résultats des estimations pour les départs à 60 et 64 ans.

Comme attendu, il y a une forte attraction de l'âge exact à 60 ans, car celui-ci correspond à l'âge d'ouverture des droits pour la plupart des individus de la base (hormis les individus du flux 2012). Cet effet s'inverse à 64 ans, au profit d'un effet plus important des autres variables explicatives. L'effet du gain à pension est important pour les fonctionnaires de catégorie A et pour les enseignants. Comme attendu, l'effet de l'indicatrice du mois de septembre est bien plus important pour les enseignants que pour le reste de la population.

À partir de ces estimations, nous pouvons prédire, pour chaque départ annuel prédit en première étape, un mois de départ en retraite et donc un âge de départ au pas mensuel. Nous utilisons pour cela la même stratégie que celle adoptée pour la prédiction des âges (décrite au chapitre 3). Nous obtenons ainsi des prédictions au pas mensuel à partir d'une estimation principale au pas annuel, suivi d'une estimation du mois de départ. Les graphiques des figures 4.12 à 4.15 présentent les probabilités mensuelles de départ, obtenues à partir de ce modèle séquentiel. Il

TABLEAU 4.5 – Estimation du mois de départ en retraite.

(a) A 60 ans

	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Constante	-1.50*** (0.02)	-1.12*** (0.02)	-0.97*** (0.02)	-1.63*** (0.01)
DOD	0.55*** (0.03)	0.73*** (0.02)	1.56*** (0.02)	0.78*** (0.02)
Janvier	0.70*** (0.04)	0.47*** (0.04)	0.37*** (0.04)	0.43*** (0.03)
Septembre	0.25*** (0.04)	0.15*** (0.04)	0.13*** (0.03)	1.44*** (0.02)
Gain pension	14.46*** (0.83)	-6.49*** (1.39)	-4.05*** (1.19)	0.29 (0.70)
Log Likelihood	-20695.78	-22626.66	-30799.99	-70555.60
Num. obs.	38876	38015	49986	134565

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

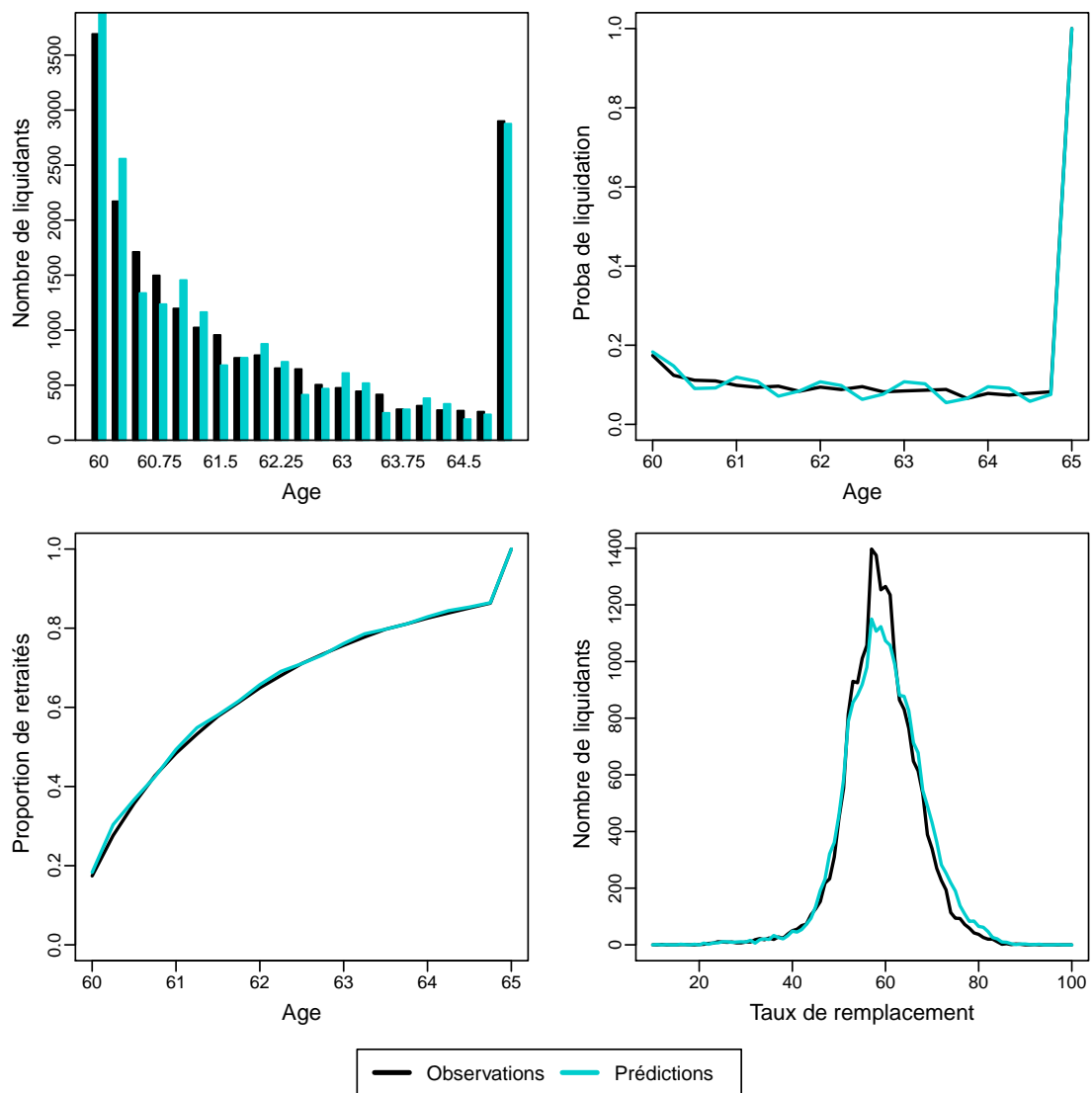
(b) À 64 ans

	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Catégorie E
Constante	-1.66*** (0.04)	-1.52*** (0.07)	-1.67*** (0.08)	-1.78*** (0.04)
DOD	-0.84*** (0.08)	-0.67*** (0.13)	-0.67*** (0.13)	-0.75*** (0.08)
Janvier	0.73*** (0.11)	0.63*** (0.17)	0.76*** (0.17)	0.34* (0.14)
Septembre	0.65*** (0.10)	0.39* (0.17)	0.48** (0.18)	1.42*** (0.07)
Gain pension	10.57*** (2.00)	-2.80 (6.35)	13.43** (5.13)	5.55 (2.99)
Log Likelihood	-2958.78	-1130.10	-1072.03	-3440.41
Num. obs.	7010	2561	2498	8369

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

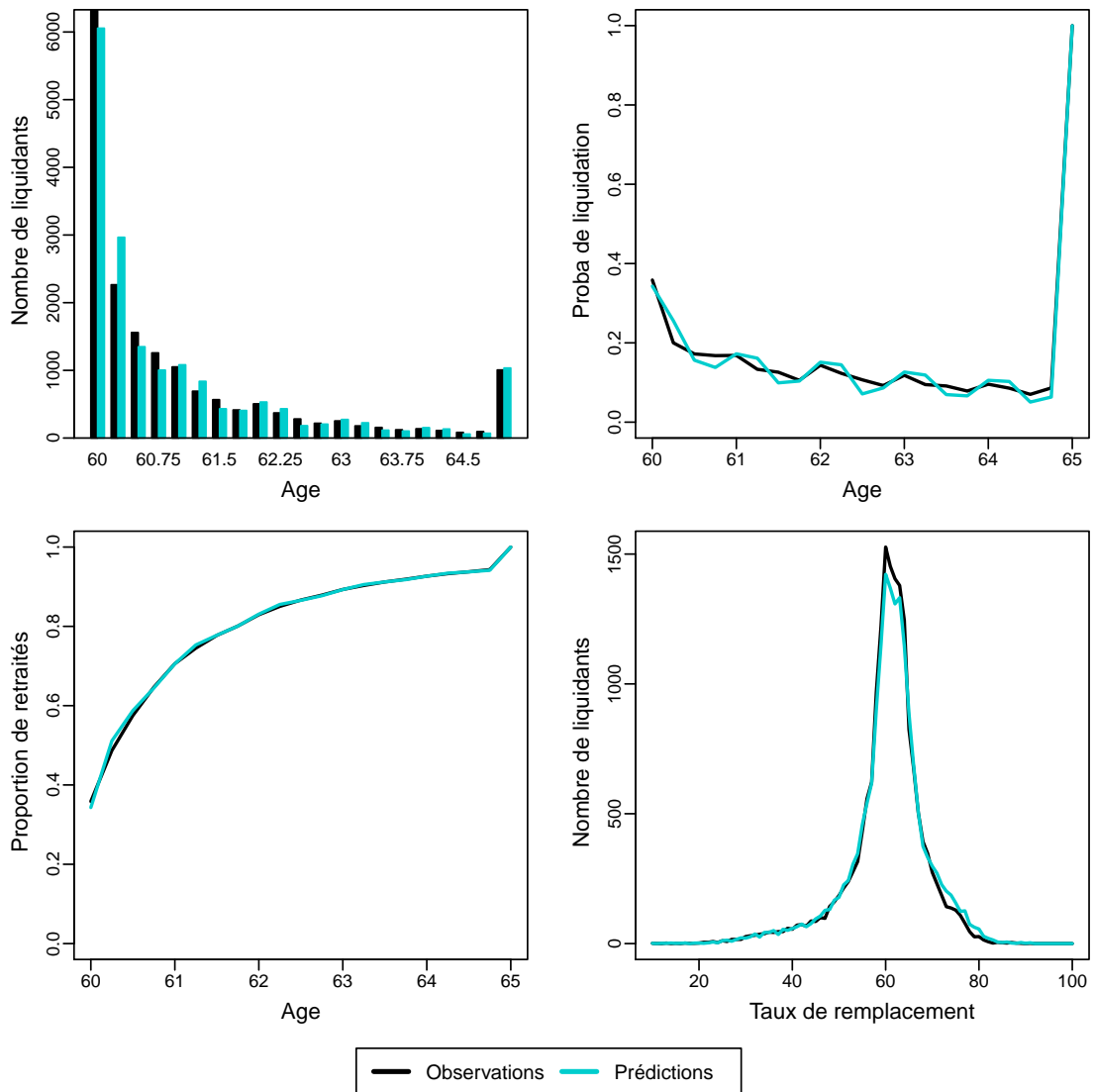
apparaît que la méthodologie utilisée permet de retrouver presque exactement les probabilités réelles de départ en retraite au pas mensuel. De plus, on parvient ainsi à reproduire les variations de probabilité de départ à 62 et 63 ans pour les fonctionnaires de catégorie C.

FIGURE 4.12 – Modèle séquentiel (TP3), catégorie A.



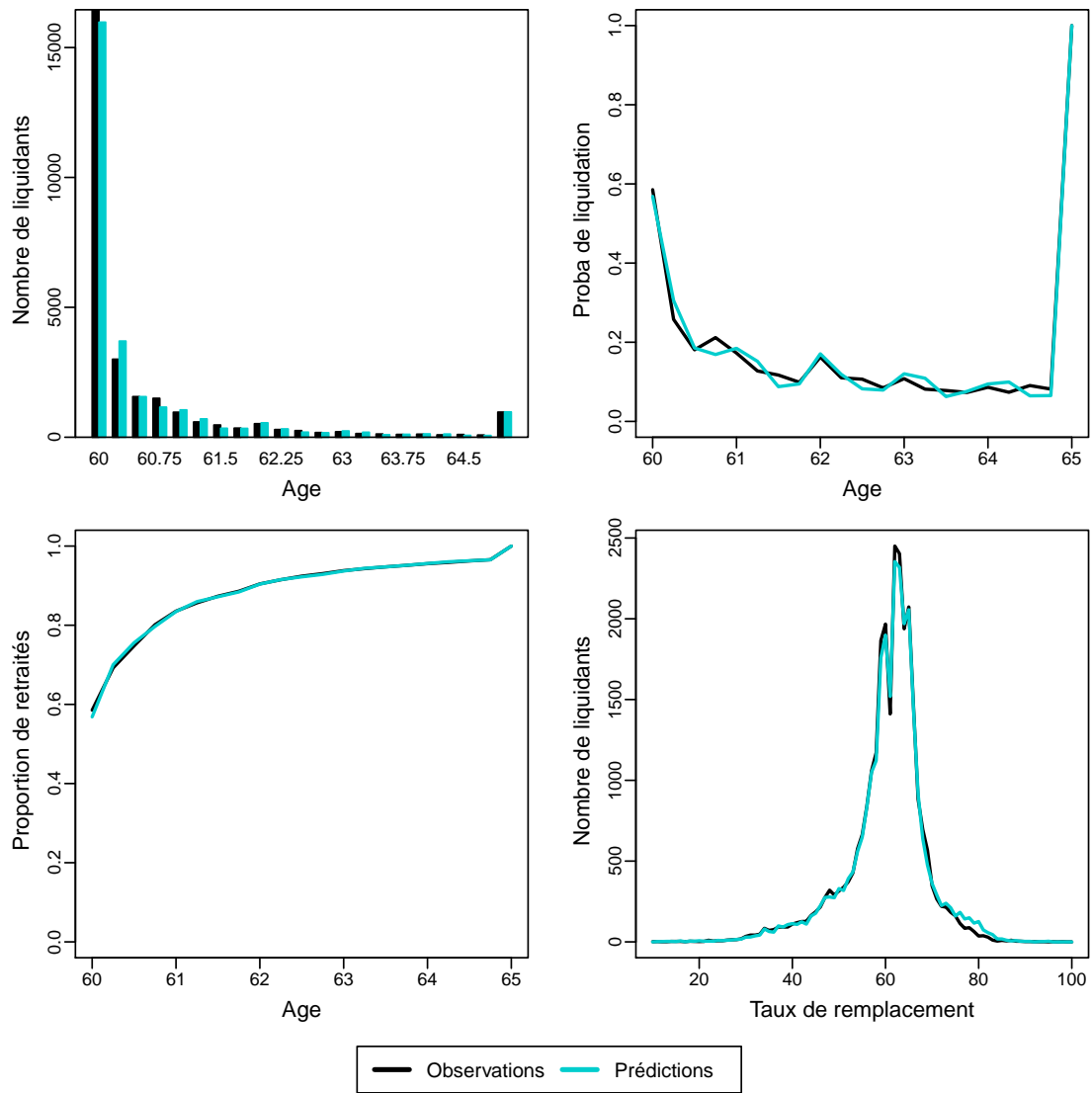
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.13 – Modèle séquentiel (TP3), catégorie B.



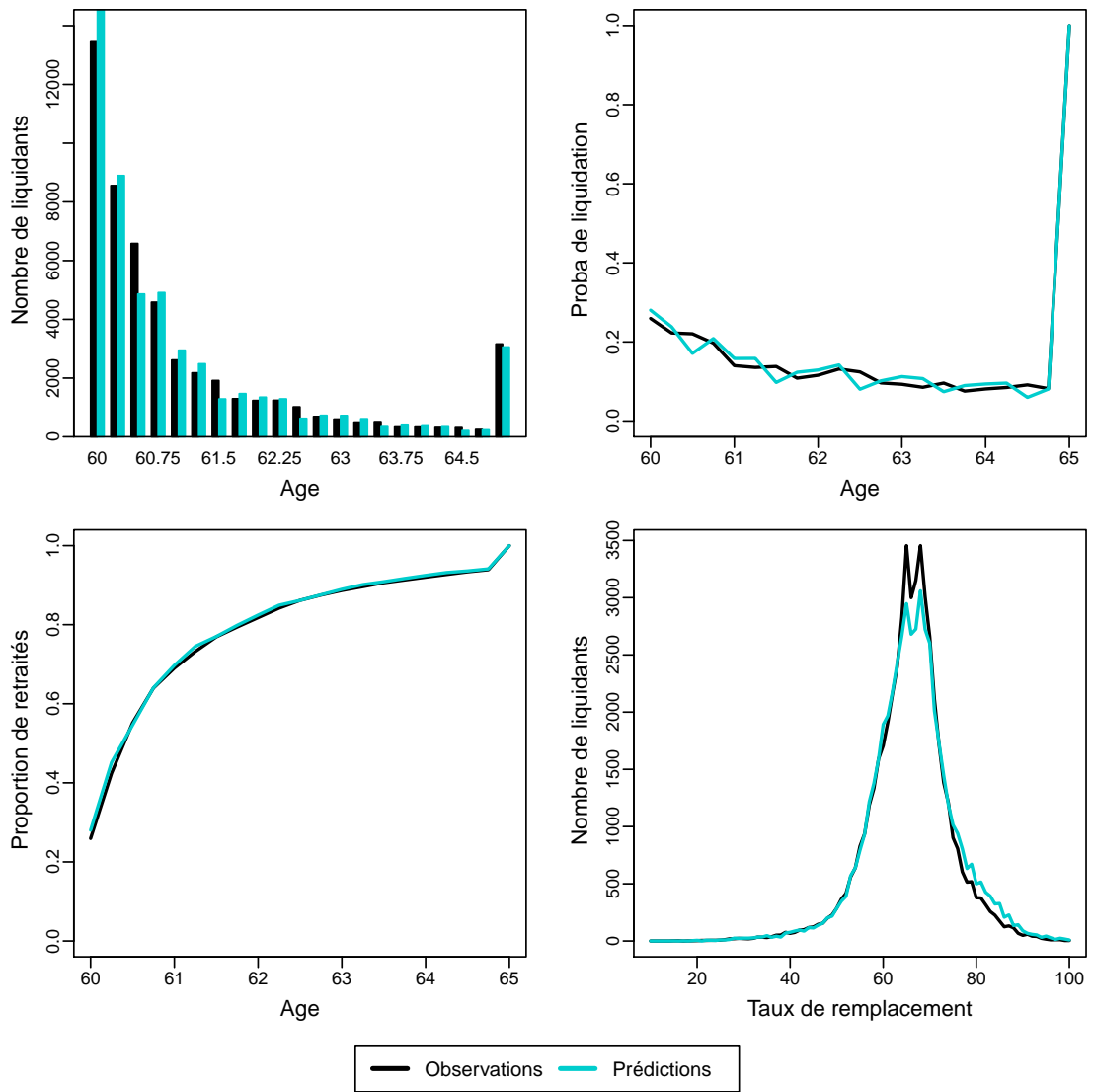
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.14 – Modèle séquentiel (TP3), catégorie C.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.15 – Modèle séquentiel (TP3), enseignants.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

4.3.2 Fonctionnaires actifs

Comme précisé au chapitre 2, les fonctionnaires actifs sont scindés en sous-populations de la manière suivante : catégorie A et B ensemble, catégorie C, enseignants et « super-actifs ». Nous estimons le modèle taux plein pour ces quatre populations. À nouveau, nous présentons uniquement les résultats pour la définition TP3, les tableaux résumés du chapitre ?? reprennent les résultats pour la définition TP2. Comme précédemment, nous considérons uniquement les pas mensuel et annuel.

4.3.2.1 Pas mensuel

Le tableau 4.6 présente le résultat des estimations pour les quatre sous-populations considérées. Nous retrouvons des résultats similaires à ce que l'on pouvait observer pour les sédentaires. Tout d'abord, la variable taux plein est significative et du sens attendu, sauf pour les actifs de catégorie C. Ceci s'explique pour ces derniers par des départs fortement concentrés autour de l'âge d'ouverture des droits, qui se trouve en général atteint avant l'âge du taux plein. Les variables d'avant et après le taux plein sortent à l'inverse du signe attendu. Le salaire a un effet positif sur la probabilité de départ en retraite, pour tous sauf pour les « super-actifs ». Pour les actifs, l'effet revenu (un meilleur salaire et une meilleure pension permettent de partir plus tôt en retraite) semble dominer.

L'effet de l'âge est cette fois positif, reflétant une probabilité de départ croissante avec l'âge, au contraire de ce que l'on observe pour les sédentaires.

Les graphiques des figures 4.16 à 4.19 présentent la fréquence des départs, les probabilités de départ par âge, la proportion des retraités par âge, ainsi que les taux de remplacement à liquidation, en comparant les valeurs observées et prédites. Le modèle semble prédire assez bien les probabilités de départ pour les « super-actifs », ainsi que pour les catégories C (si ce n'est que, comme pour les sédentaires, on sous-estime les départs à l'âge d'ouverture des droits et sur-estime les départs au trimestre suivant). En revanche pour les enseignants, la forte diminution des départs l'année suivant l'année d'ouverture des droits (à 56 ans), et l'augmentation des départs à l'approche de l'âge limite (entre 59 et 60 ans) ne sont pas prédites,

et s'expliquent donc sans doute par des variables ne figurant pas dans le modèle. Pour les fonctionnaires de catégories A et B, le pic de départ à 60 ans est largement sous-estimé. De manière générale, comme pour les fonctionnaires sédentaires, la probabilité de départs lors des mois précédant l'âge limite est sous-estimée.

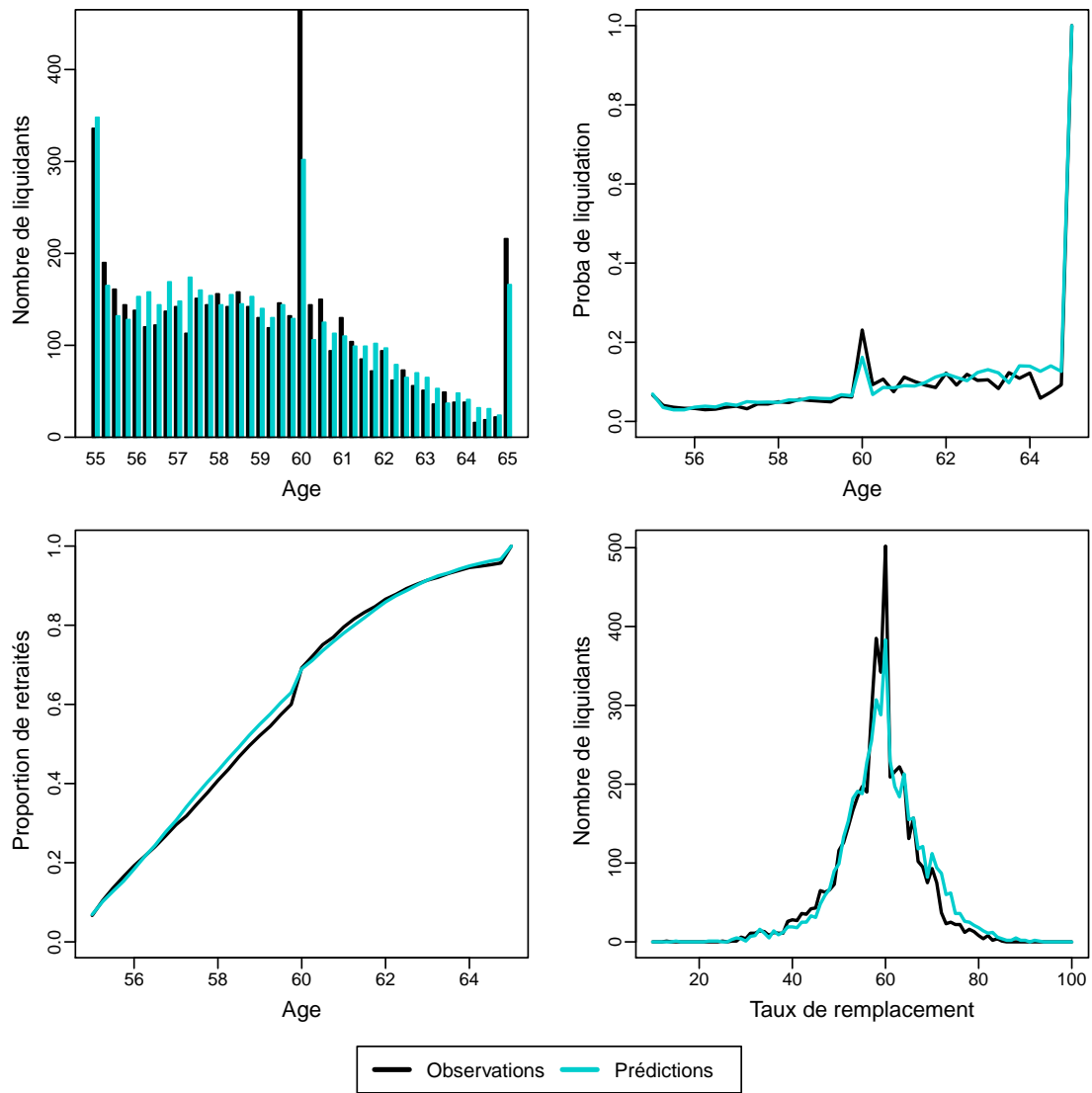
TABLEAU 4.6 – Estimation du modèle TP3 (Actifs, pas mensuel).

	Catégories A et B (1)	Catégorie C (2)	Enseignants (3)	Super actifs (4)
Constante	-6,44*** (0,17)	-7,10*** (0,21)	-8,43*** (0,12)	-6,49*** (0,12)
TP3	0,50*** (0,07)	-0,25*** (0,02)	0,05*** (0,01)	0,19*** (0,04)
Avant TP3	0,12 (0,06)	0,12*** (0,02)	0,07*** (0,01)	0,19*** (0,03)
Après TP3	-0,13* (0,05)	-0,54*** (0,02)	-0,14*** (0,01)	-0,07* (0,03)
DOD	0,34*** (0,06)	0,94*** (0,01)	0,16*** (0,01)	0,15*** (0,04)
Âge limite	6,85*** (0,02)	5,96*** (0,03)	5,95*** (0,02)	7,73*** (0,01)
Âge	0,08*** (0,00)	0,09*** (0,00)	0,10*** (0,00)	0,08*** (0,00)
Salaire (x10000)	-0,03*** (0,00)	0,14*** (0,01)	0,29*** (0,01)	-0,08*** (0,00)
Mauvaise santé	0,06 (0,03)	-0,01 (0,02)	0,09*** (0,01)	0,17*** (0,02)
Sexe (ref : homme)	0,03 (0,02)	0,04* (0,02)	0,11*** (0,01)	0,07** (0,02)
Marié	0,02 (0,02)	-0,03** (0,01)	0,12*** (0,01)	-0,02** (0,01)
Avec enfant	-0,02 (0,02)	-0,05*** (0,01)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)
AIC	45394,24	137679,03	320329,46	109828,95
BIC	45519,12	137806,22	320468,91	109970,90
Log Likelihood	-22685,12	-68827,52	-160152,73	-54902,47
Deviance	45370,24	137655,03	320305,46	10980495
Num. obs.	244539	296198	823048	1014275

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

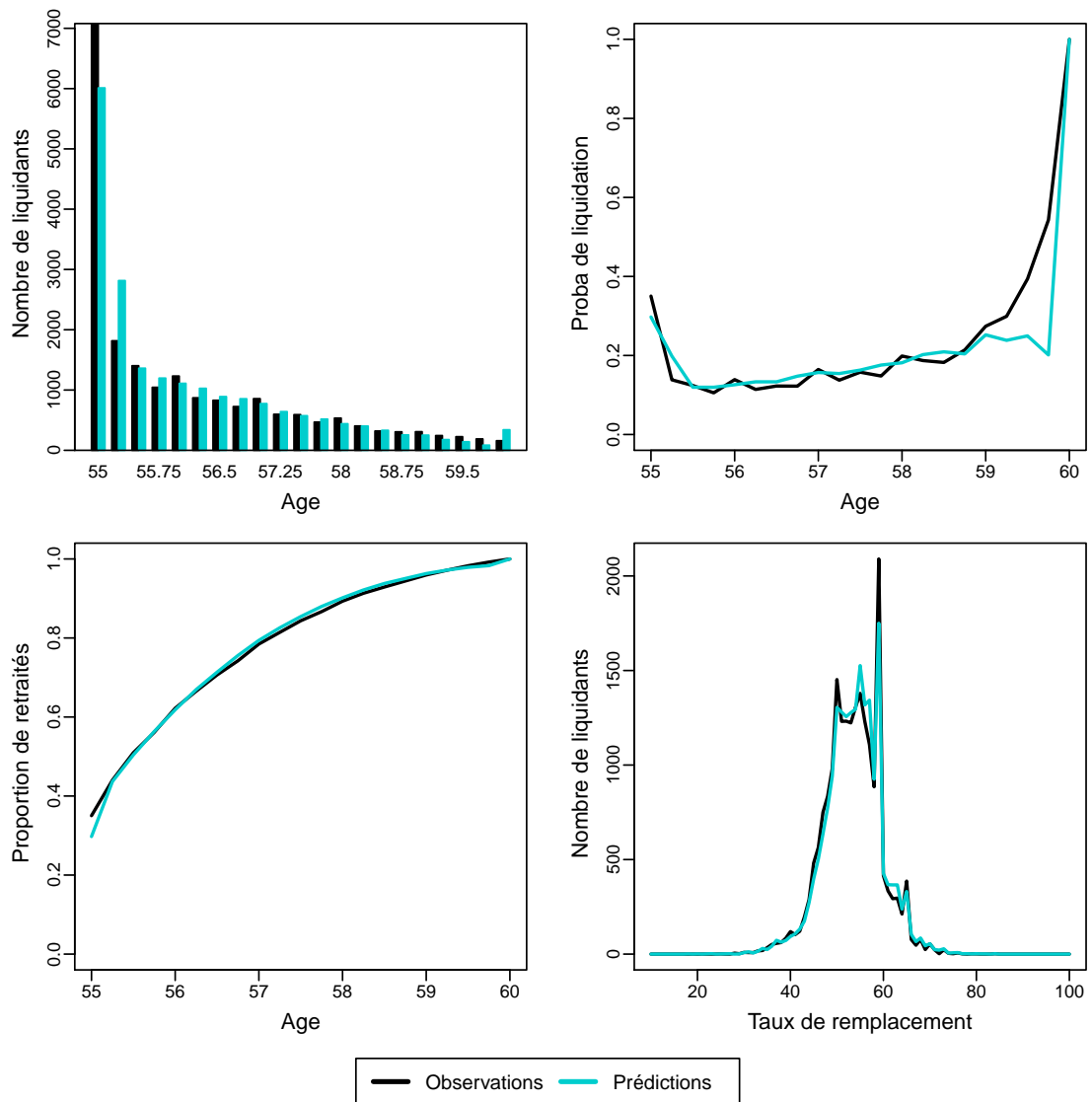
SOURCES : Données SRE, flux 2006-2012.

FIGURE 4.16 – Modèle TP3, actifs de catégories A et B, pas mensuel.



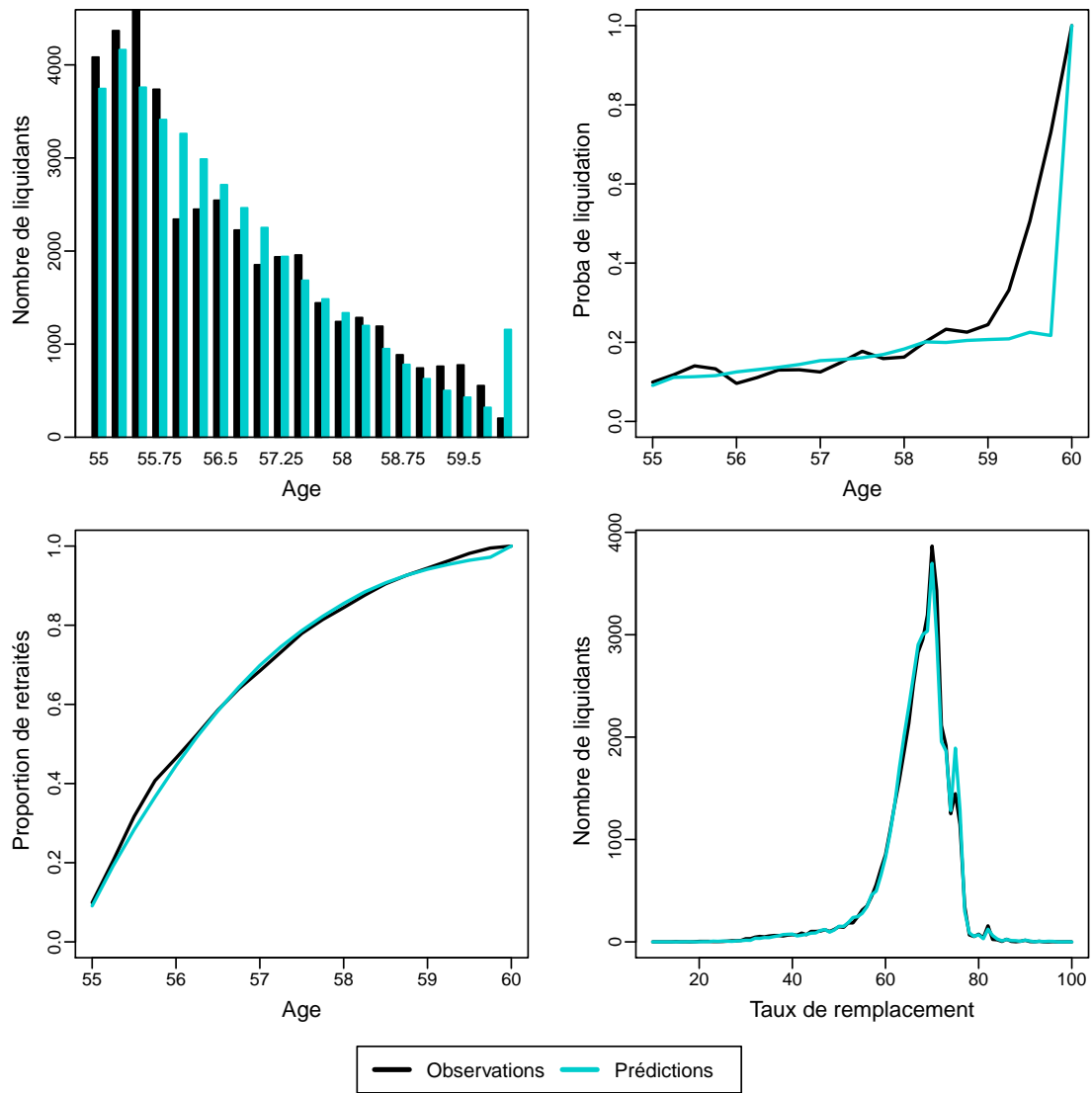
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.17 – Modèle TP3, actifs de catégorie C, pas mensuel.



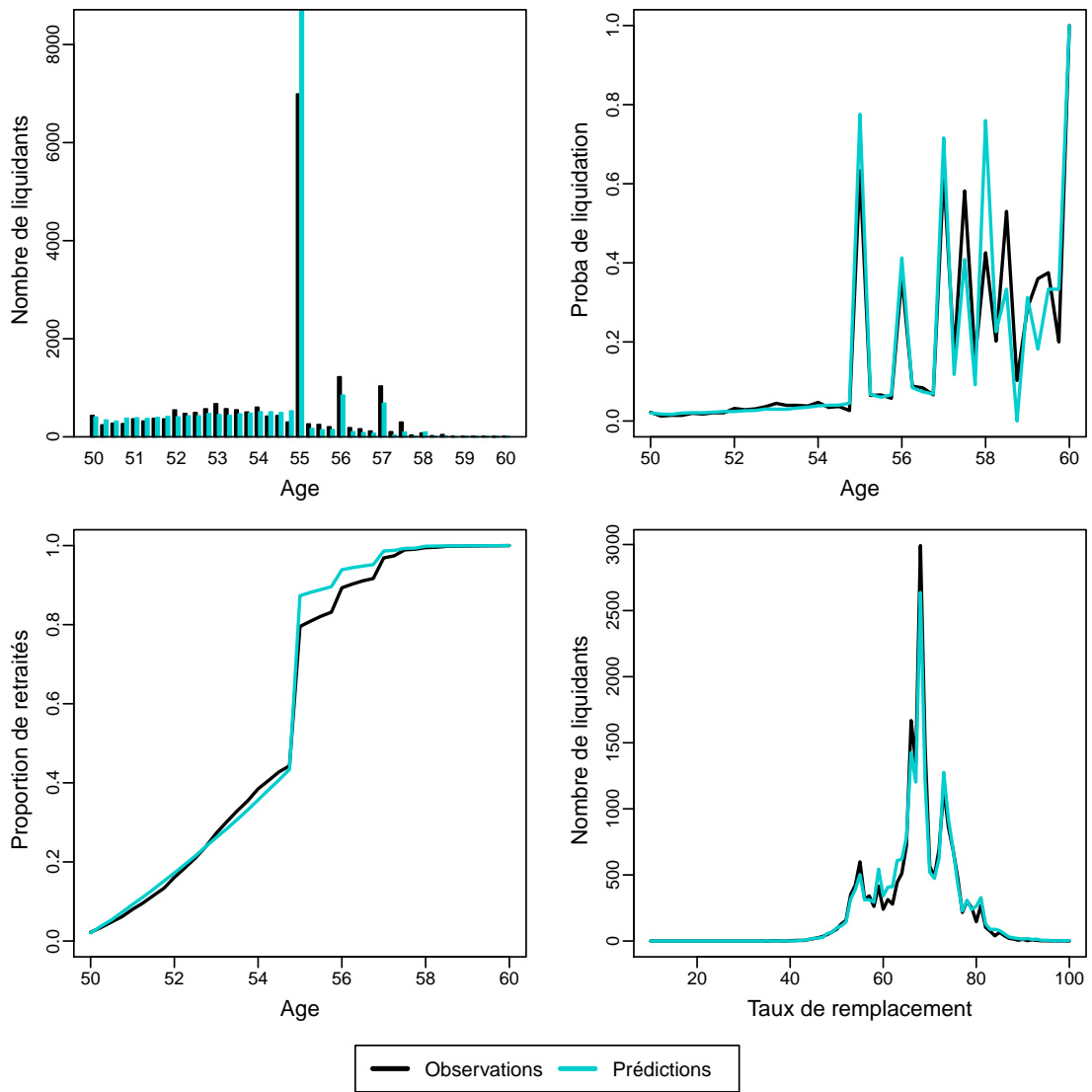
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.18 – Modèle TP3, enseignants actifs, pas mensuel.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.19 – Modèle TP3, super actifs, pas mensuel.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

4.3.2.2 Pas annuel

Au pas annuel, les résultats des estimations (tableau 4.7) changent sensiblement : l'indicatrice de taux plein n'est plus positive : elle est non significative (A et B et superactifs) ou négative (catégorie C, comme au pas mensuel, mais également pour les enseignants). Le reste des résultats sont stables au changement de pas.

Les différences relevées au pas mensuel entre âges observés et prédits ne sont pas gommés par le passage au pas annuel : les difficultés pour prédire les comportements à l'approche de l'âge limite sont maintenues.

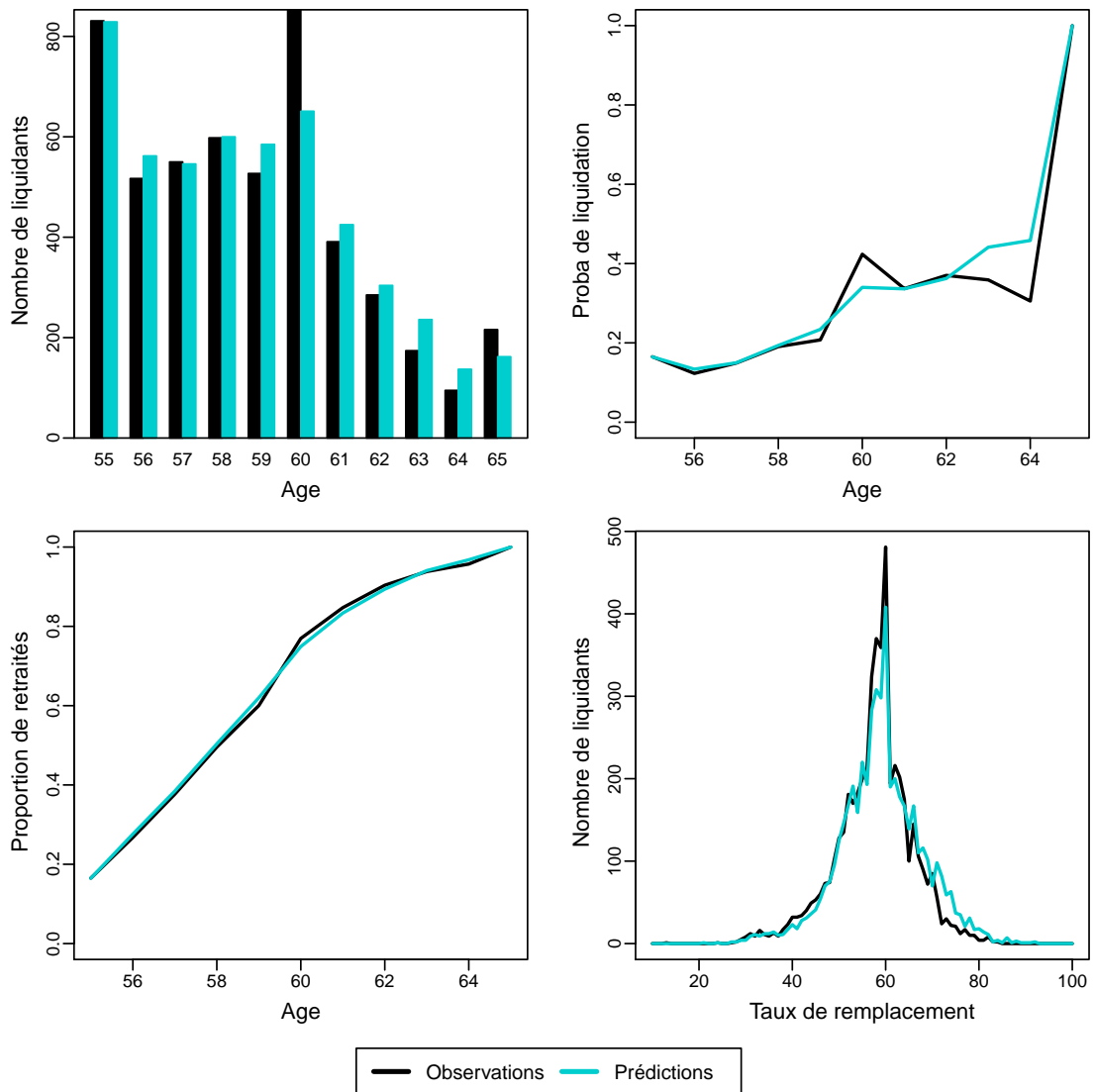
TABLEAU 4.7 – Estimation du modèle TP3 (Actifs, pas annuel).

	Catégories A et B (1)	Catégorie C (2)	Enseignants (3)	Super actifs (4)
Constante	-8,39*** (0,33)	-14,41*** (0,53)	-21,31*** (0,32)	-7,45*** (0,23)
TP3	-0,10 (0,05)	-0,58*** (0,02)	-0,09*** (0,01)	0,04 (0,03)
DOD	0,33*** (0,05)	0,87*** (0,03)	0,47*** (0,01)	-0,12*** (0,03)
Âge limite	5,68*** (0,04)	4,03*** (0,04)	3,91*** (0,04)	6,46*** (0,01)
Âge	0,13*** (0,01)	0,24*** (0,01)	0,33*** (0,01)	0,13*** (0,00)
Salaire (x10000)	-0,05*** (0,01)	0,22*** (0,02)	0,58*** (0,01)	-0,13*** (0,01)
Mauvaise santé	0,09 (0,05)	-0,01 (0,04)	0,15*** (0,02)	0,26*** (0,03)
Sexe (ref : homme)	0,06 (0,04)	0,06* (0,03)	0,19*** (0,01)	0,12** (0,04)
Marié	0,04 (0,03)	-0,03* (0,02)	0,21*** (0,01)	-0,04** (0,01)
Avec enfant	-0,03 (0,03)	-0,08*** (0,02)	0,00 (0,01)	0,00 (0,02)
AIC	22579,85	49869,15	118694,51	60462,85
BIC	22660,48	49954,68	118788,73	60557,90
Log Likelihood	-11279,93	-24924,58	-59337,25	-30221,43
Deviance	22559,85	49849,15	118674,51	60442,85

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

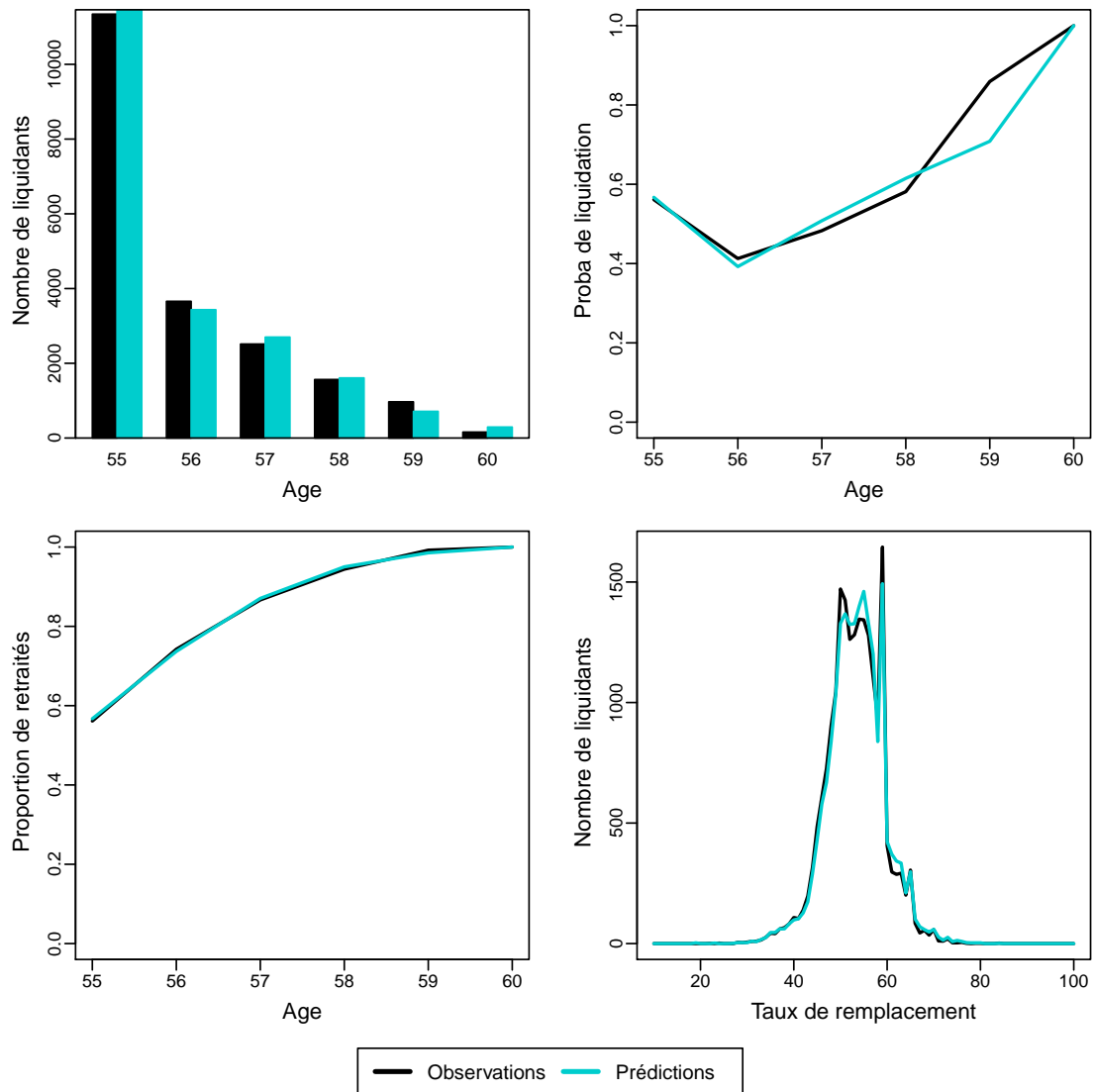
SOURCES : Données SRE, flux 2006-2012.

FIGURE 4.20 – Modèle TP3, actifs de catégories A et B, pas annuel.



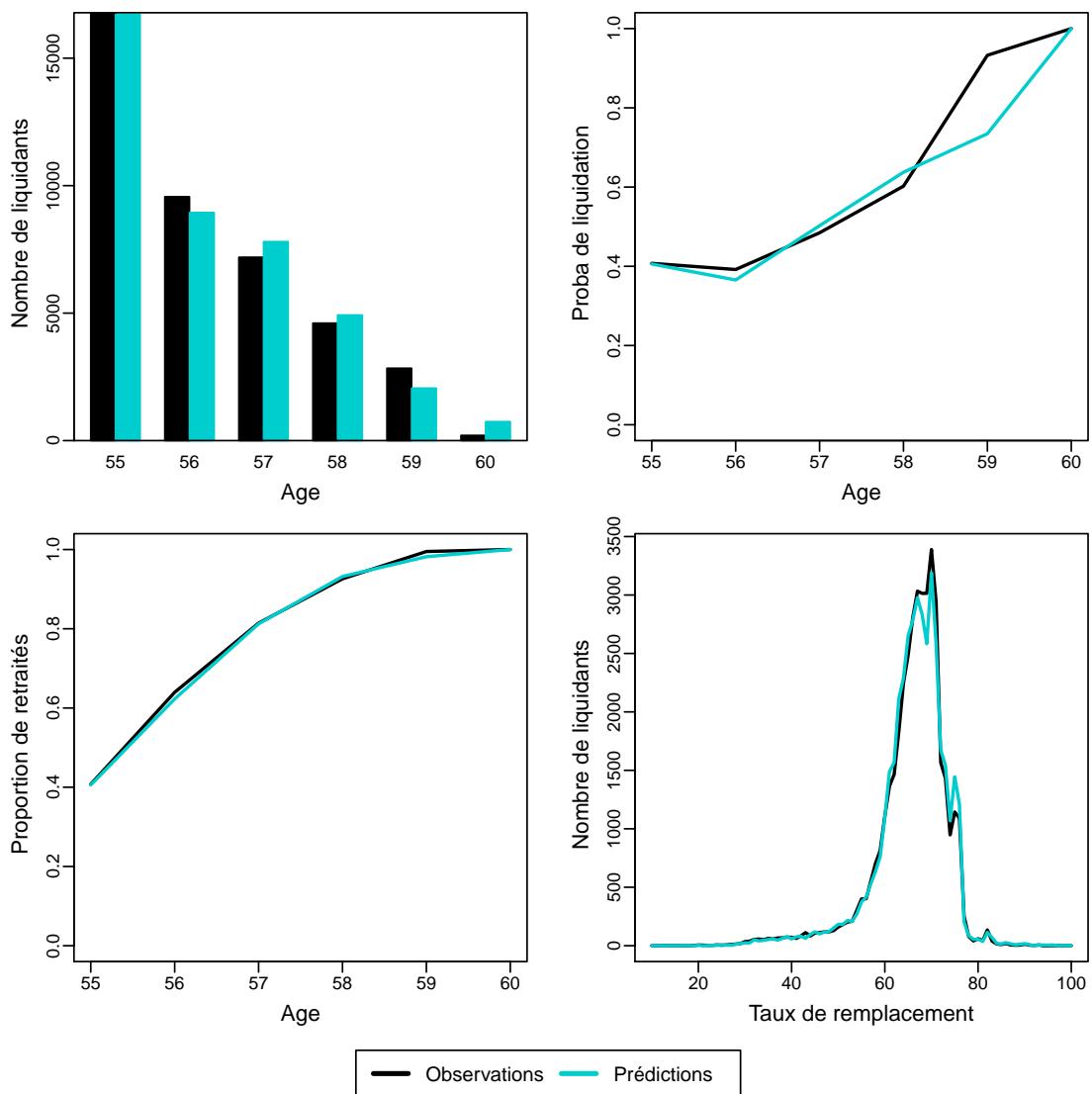
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.21 – Modèle TP3, actifs de catégorie C, pas annuel.



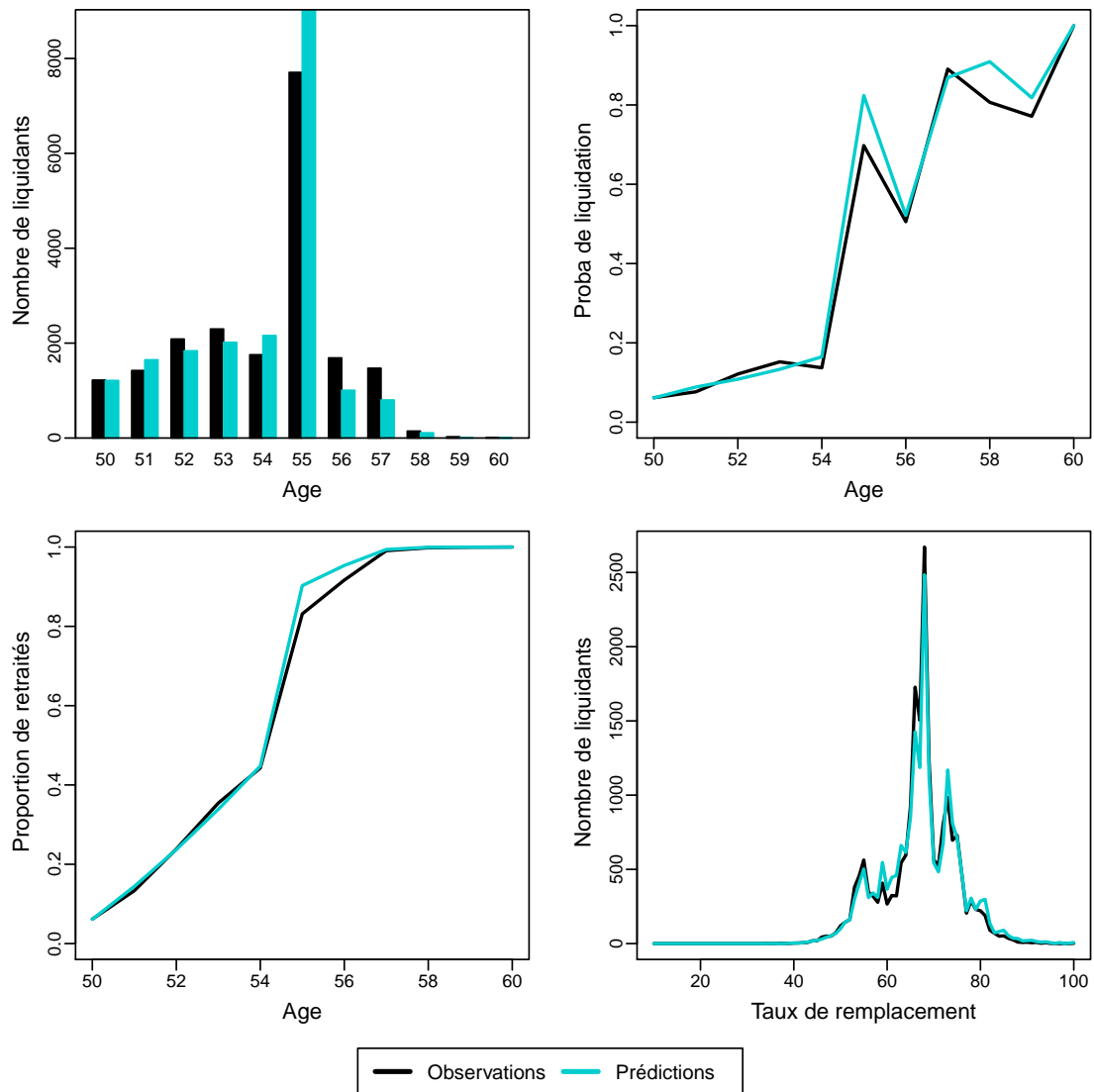
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.22 – Modèle TP3, enseignants actifs, pas annuel.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.23 – Modèle TP3, super actifs, pas annuel



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

4.3.2.3 Passage du pas annuel au pas mensuel

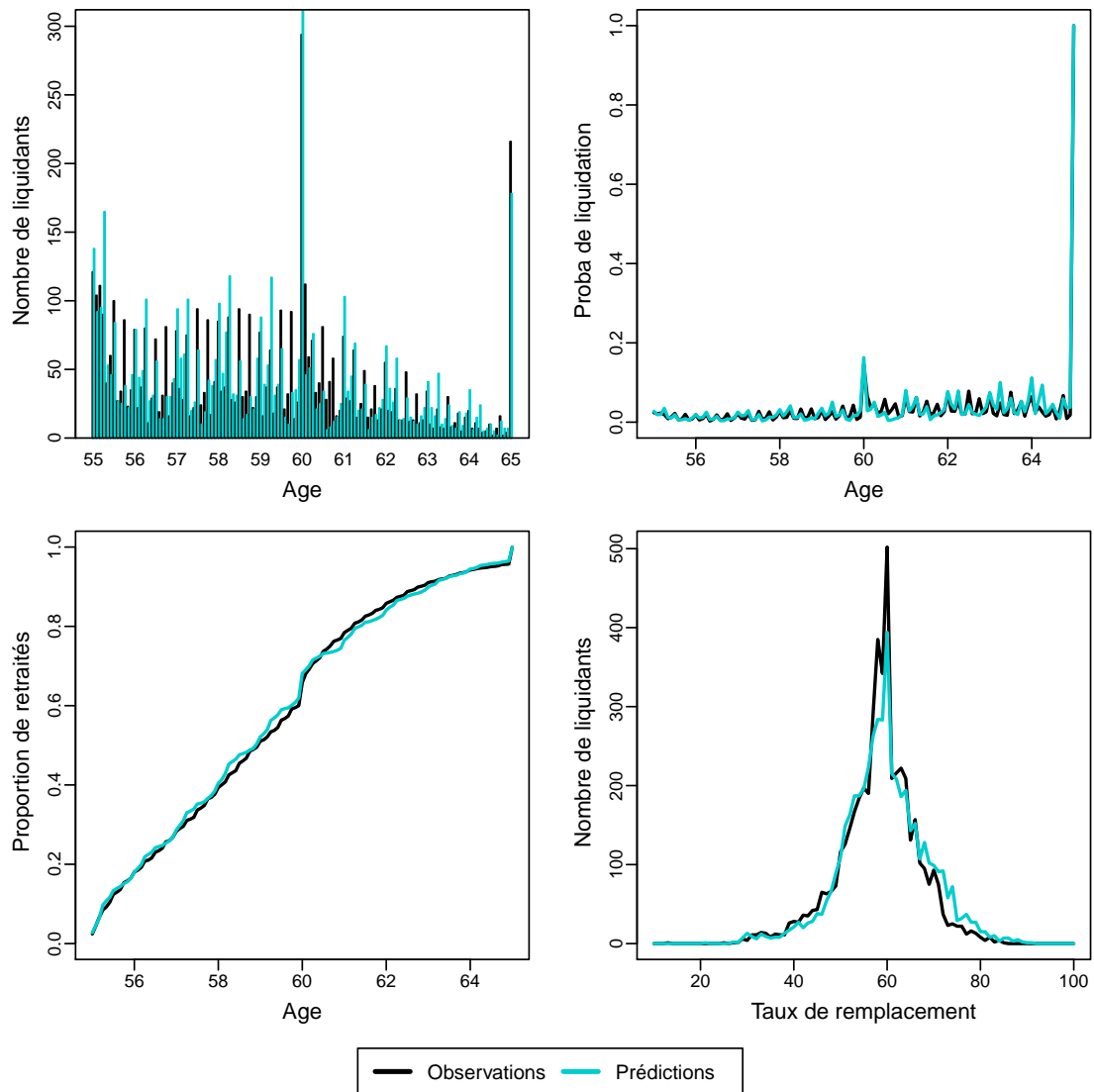
Comme précédemment pour les fonctionnaires sédentaires, nous estimons un modèle de choix séquentiel : une fois l'année de départ choisi, l'individu choisit son mois de départ au sein de cette année.

L'estimation de première étape correspond aux résultats présentés ci-dessus pour le pas annuel. Le tableau 4.8 présente les résultats des estimations pour la deuxième étape, le choix du mois de liquidation. Comme pour les sédentaires, la variable d'incitation financière n'est pas du sens attendu pour toutes les catégories : hormis les catégories A et B (qui ont des comportements de départ en retraite plus proches des sédentaires⁷, l'augmentation de la pension d'un mois sur l'autre n'est pas un prédicteur du choix du mois de départ en retraite. Comme précédemment, l'effet « mois de septembre » pour les enseignants n'est pas très marqué pour l'âge d'ouverture des droits (il est même de signe négatif) mais important à 59 ans.

Dans l'ensemble, les résultats de l'estimation du choix du mois de départ sont moins cohérents pour les actifs que ce que l'on observait pour les sédentaires. En conséquence, le modèle séquentiel ne permet pas d'améliorer beaucoup les prédictions par rapport à ce que l'on obtient directement au pas mensuel, comme les graphiques 4.24 à 4.27 le mettent en évidence. Hormis pour les actifs de catégorie A et B, il ne semble pas que l'on parvienne à prédire assez finement les probabilités mensuelles de départs en retraite.

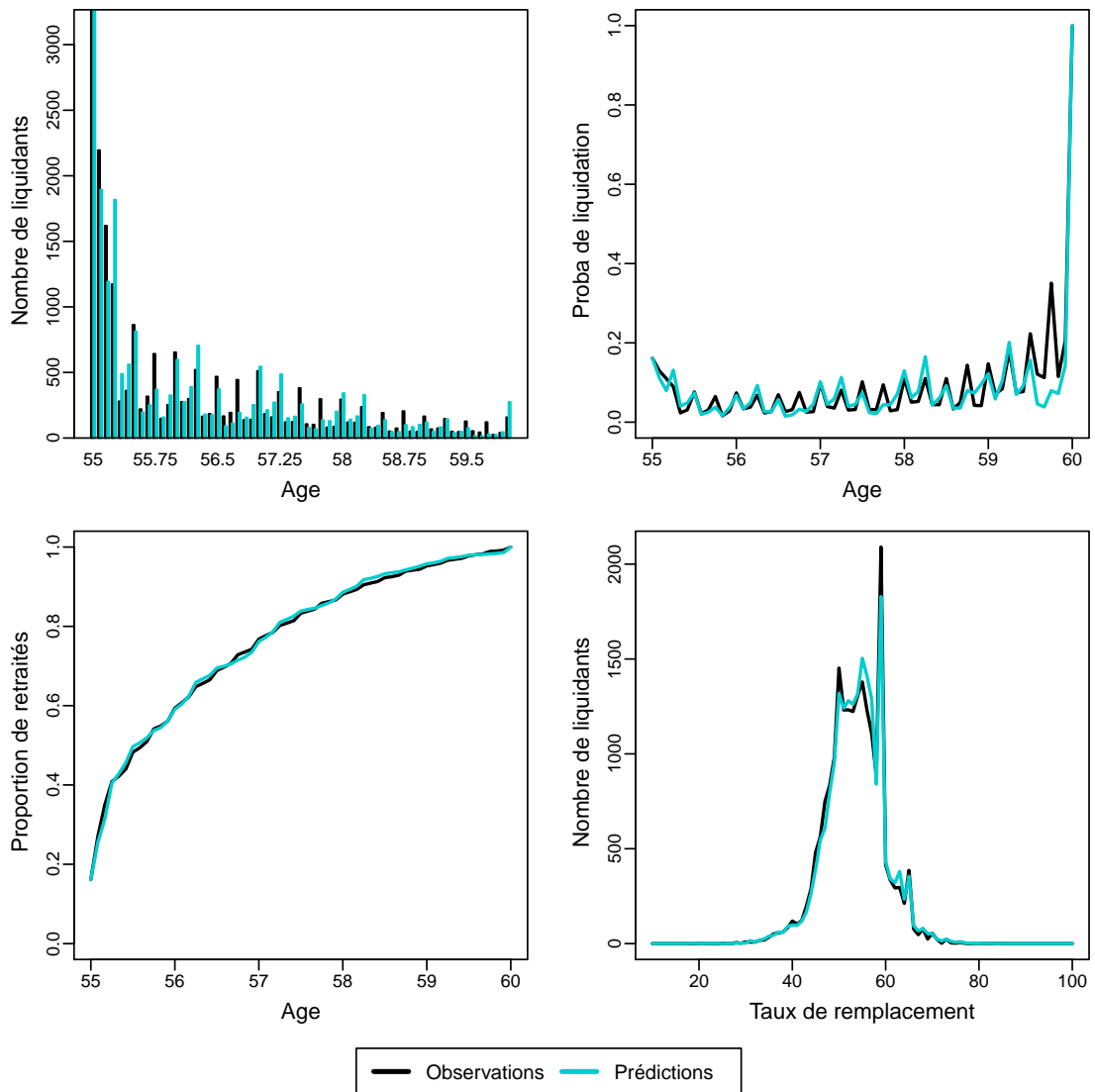
7. Rappelons que pour cette population nous avons conservé les individus occupant des positions de sédentaires au moment de la liquidation.

FIGURE 4.24 – Modèle séquentiel (TP3), catégories A et B.



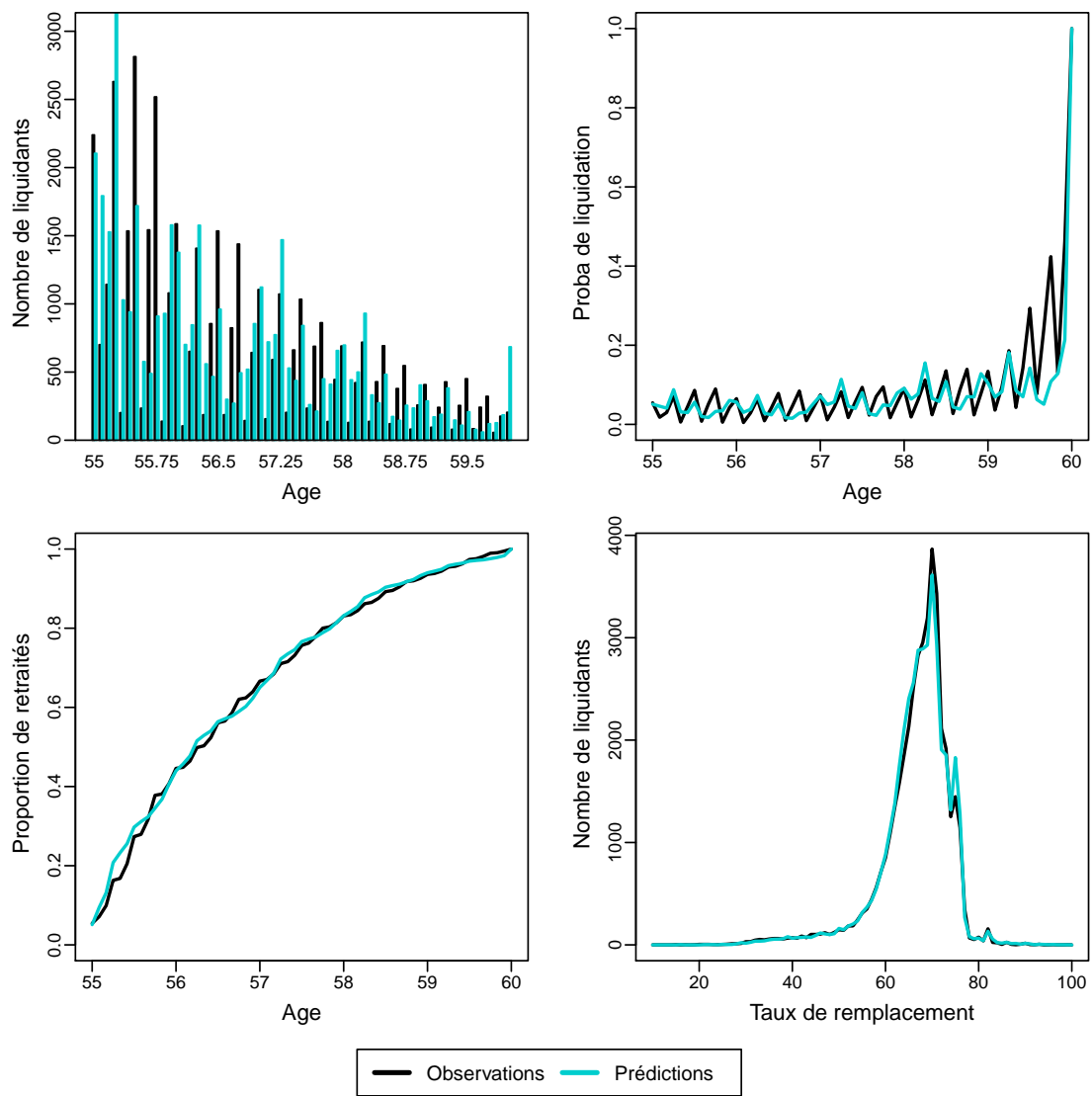
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.25 – Modèle séquentiel (TP3), catégorie C.



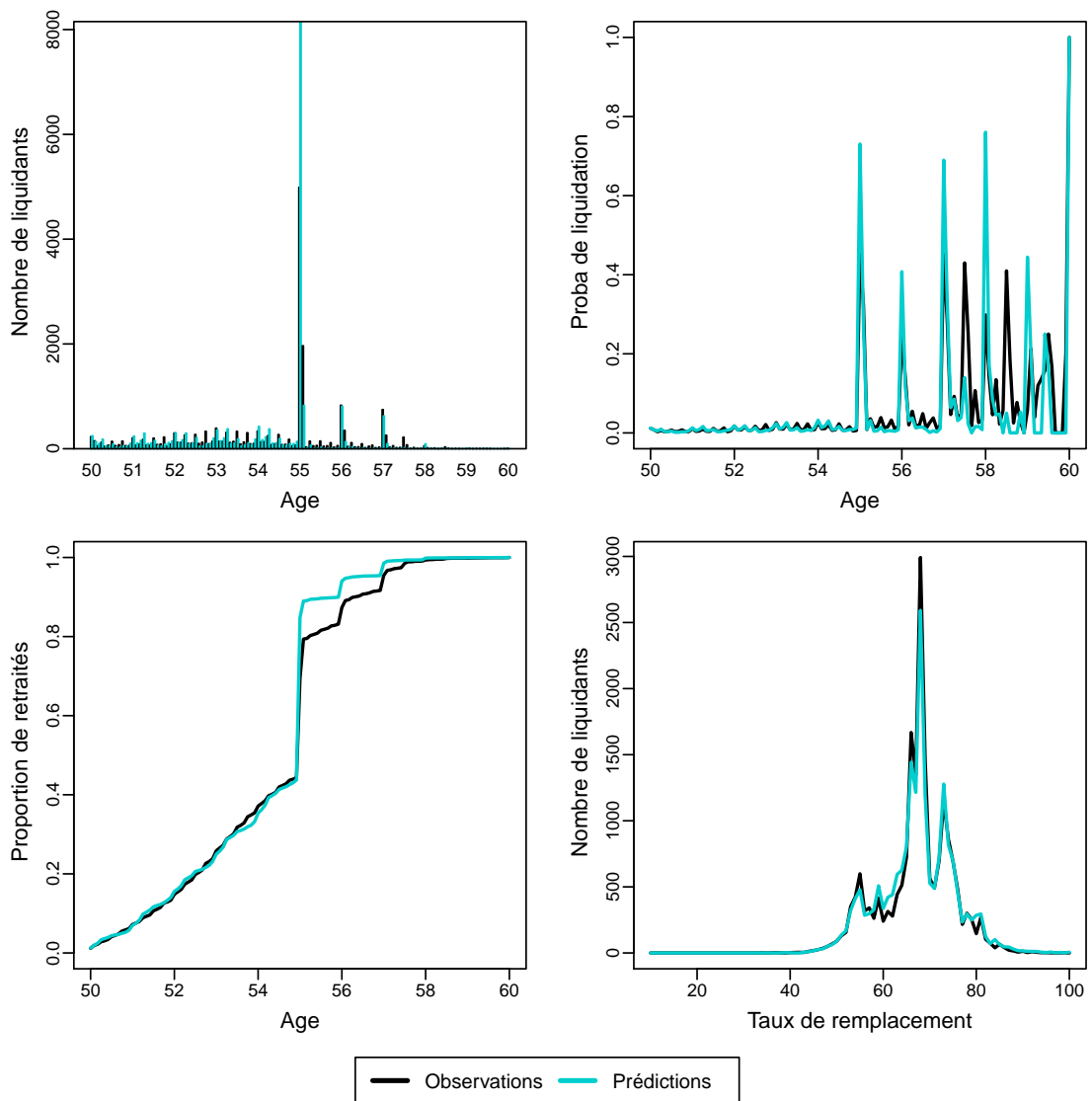
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.26 – Modèle séquentiel (TP3), enseignants.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.27 – Modèle séquentiel (TP3), super actifs.



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

TABLEAU 4.8 – Estimation du mois de départ en retraite.

(a) À 55 ans (50 pour les super actifs)

	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignant	Super actifs
Constante	-1.42*** (0.05)	-1.25*** (0.02)	-1.32*** (0.01)	-1.68*** (0.05)
DOD	0.05 (0.10)	0.79*** (0.03)	-0.20*** (0.02)	0.65*** (0.08)
Janvier	1.15*** (0.12)	1.44*** (0.04)	-0.54*** (0.06)	1.01*** (0.09)
Septembre	0.01 (0.14)	-0.17*** (0.04)	-0.39*** (0.03)	-0.08 (0.12)
Gain pension	4.65 (2.60)	3.07** (1.00)	-22.19*** (1.28)	6.84 (4.41)
Log Likelihood	-1928.31	-21598.05	-43428.58	-2944.09
Num. obs.	3719	37049	92556	6027

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

(b) À 60 ans (55 pour les super actifs)

	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignant	Super actifs
Constante	-1.67*** (0.06)	-1.48*** (0.05)	-1.58*** (0.03)	-1.55*** (0.04)
DOD	-0.81*** (0.12)	-0.74*** (0.09)	-0.73*** (0.05)	-0.55*** (0.06)
Janvier	1.13*** (0.14)	1.07*** (0.10)	-3.03*** (0.50)	0.90*** (0.08)
Septembre	0.03 (0.17)	-0.38* (0.15)	1.06*** (0.05)	0.41*** (0.09)
Gain pension	0.56 (3.44)	-6.33 (3.58)	-22.00*** (2.72)	4.73* (2.24)
Log Likelihood	-1421.21	-2507.53	-7272.39	-4537.95
Num. obs.	3459	5745	17587	10031

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

4.4 Tests d'adéquation

Dans cette partie, nous présentons les différents tests d'adéquations⁸ pour les modèles taux plein. Pour les deux types de fonction publique et pour les différentes catégories, nous présentons d'abord un tableau résumé comparant le prédit et l'observé, puis nous présentons les résultats par cohorte.

4.4.1 Fonctionnaires sédentaires

4.4.1.1 Tableaux récapitulatifs

Les tableaux 4.9, 4.10 et 4.11 présentent les mesures d'adéquation pour les prédictions *in sample* (c'est-à-dire en comparant simplement les âges prédits et observés pour la bases ayant servi à estimer le modèle), pour le modèle au pas mensuel, au pas annuel, et pour le modèle à choix séquentiel pour passer les âges du pas annuel au pas mensuel. Comme décrit dans le chapitre 3, nous présentons trois principaux types de mesure d'adéquation : des mesures d'adéquation sur l'âge de départ en retraite, des mesures d'adéquation sur les pensions à liquidation, et des indicateurs synthétiques de l'adéquation jointe des âges et des pensions à liquidation. Les âges de liquidation confirment les résultats graphiques de la section précédente : les âges de départ en retraite prédits sont proches des âges observés. Les mesures les plus importantes sont les écarts moyens et médians et la mesure du χ^2 . Cette dernière est calculée pour tous les tableaux en agrégeant les âges au niveau annuel.

Les pensions à liquidation semblent également assez bien prédites, avec des niveaux moyens assez proches. Cependant, cette proximité des moyennes peut cacher une forte variabilité pour un individu donné (l'écart absolu moyen entre pension observée et prédite est de 3553 euros pour les fonctionnaires de catégorie A par exemple).

Un des objectifs des prédictions est de parvenir à rendre compte du lien entre pension à liquidation et âge de liquidation : si l'on fait partir en retraite trop tôt ceux qui ont des pensions élevées, on risque de surestimer les dépenses sur le long

8. Voir chapitre 3 pour la description des différents tests adoptés.

terme (et *vice-versa*). L'analyse des coefficients de corrélation est toutefois rassurante sur ce point : le lien entre âge de liquidation et pension à liquidation est assez proche du niveau observé dans nos prédictions.

Le modèle semble globalement avoir un bon pouvoir prédictif pour l'ensemble des catégories, en particulier pour les enseignants et les fonctionnaires de catégorie C, même si pour ces derniers la prédiction des pensions à liquidation ne paraît pas très bonne.

L'estimation sur données annuelles semble donner de meilleurs résultats pour l'ensemble des indicateurs utilisés, par rapport à l'estimation au pas mensuel. Entre l'estimation directe sur données mensuelles et le passage des âges annuels aux âges mensuels (modèle séquentiel), il semble que la deuxième solution donne des résultats plus satisfaisants, notamment pour la corrélation entre pensions et âge de liquidation, en particulier pour les fonctionnaire de catégorie C.

TABLEAU 4.9 – Adéquation des modèles : TP3 (pool, FPS, pas mensuel).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Âge moyen				
Observé	61,95	61,13	60,71	61,23
Simulé	61,88	61,14	60,67	61,18
Différence (pct)	0,11	-0,02	0,07	0,09
Écart moyen	1,89	1,31	0,89	1,35
Âge médian				
Observé	61,33	60,50	60,17	60,58
Simulé	61,25	60,50	60,17	60,58
Différence (pct)	0,14	0,00	-0,00	0,00
Écart moyen	1,50	0,75	0,25	0,75
Pension moyenne				
Observée	36076,00	20952,00	19257,00	32741,00
Simulée	35754,00	20900,00	19203,00	32608,00
Différence (pct)	0,89	0,25	0,28	0,41
Écart moyen	3553,00	1497,00	887,00	2466,00
Pension médiane				
Observée	33668,00	21251,00	18428,00	31780,00
Simulée	33631,00	21210,00	18377,00	31743,00
Différence (pct)	0,11	0,20	0,28	0,12
Écart moyen	2576,00	888,00	208,00	1286,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,47	0,38	0,06	0,51
Simulé	0,42	0,33	0,07	0,44
Différence (pct)	10,51	12,99	-15,36	14,60
χ^2 âge	23,92	21,35	54,07	247,14
χ^2 pension	56,83	11,52	102,89	247,32
R^2	12,73	13,07	24,62	10,11

TABLEAU 4.10 – Adéquation des modèles : TP3 (pool, FPS, pas annuel).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Âge moyen				
Observé	61,59	60,82	60,47	60,86
Simulé	61,55	60,82	60,47	60,83
Différence (pct)	0,06	0,00	0,01	0,05
Écart moyen	1,85	1,18	0,77	1,24
Âge médian				
Observé	61,00	60,00	60,00	60,00
Simulé	61,00	60,00	60,00	60,00
Différence (pct)	0,00	0,00	0,00	0,00
Écart moyen	1,00	1,00	0,00	1,00
Pension moyenne				
Observée	35204,00	20581,00	19067,00	32117,00
Simulée	35234,00	20615,00	19089,00	32121,00
Différence (pct)	-0,09	-0,16	-0,11	-0,01
Écart moyen	3370,00	1258,00	701,00	2132,00
Pension médiane				
Observée	32850,00	20911,00	18192,00	31138,00
Simulée	33167,00	20939,00	18228,00	31205,00
Différence (pct)	-0,97	-0,13	-0,20	-0,22
Écart moyen	2283,00	640,00	0,00	1043,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,48	0,35	0,05	0,50
Simulé	0,45	0,35	0,07	0,43
Différence (pct)	6,42	2,19	-41,85	14,69
χ^2 âge	3,09	2,97	5,86	8,78
χ^2 pension	29,17	11,94	49,87	157,64
R^2	10,12	11,00	17,89	10,86

TABLEAU 4.11 – Adéquation des modèles : Modèle séquentiel (Taux Plein).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Âge moyen				
Observé	61,95	61,13	60,71	61,23
Simulé	61,89	61,10	60,69	61,17
Différence (pct)	0,10	0,04	0,03	0,09
Écart moyen	1,88	1,30	0,91	1,36
Âge médian				
Observé	61,33	60,50	60,17	60,58
Simulé	61,25	60,42	60,17	60,58
Différence (pct)	0,14	0,14	0,00	0,00
Écart moyen	1,50	0,75	0,25	0,75
Pension moyenne				
Observée	36076,00	20952,00	19257,00	32741,00
Simulée	35776,00	20853,00	19223,00	32609,00
Différence (pct)	0,83	0,47	0,18	0,40
Écart moyen	3545,00	1491,00	908,00	2466,00
Pension médiane				
Observée	33668,00	21251,00	18428,00	31780,00
Simulée	33602,00	21158,00	18394,00	31703,00
Différence (pct)	0,20	0,44	0,19	0,24
Écart moyen	2548,00	859,00	222,00	1286,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,47	0,38	0,06	0,51
Simulé	0,44	0,35	0,07	0,43
Différence (pct)	6,21	7,00	-8,91	15,15
χ^2 âge	2,64	6,67	10,97	20,42
χ^2 pension	46,07	27,00	103,40	258,23
R^2				

4.4.1.2 Analyse par cohorte

Dans l'optique de se rapprocher le plus possible des conditions de simulations usuelles, à savoir la projection des départs en retraite sur un stock et non sur des flux, nous reconstituons les départs en retraite pour les générations 1946 et 1947, pour lesquelles on observe toutes les dates possibles de simulation⁹. Nous présentons les résultats à partir des estimations au pas mensuel.

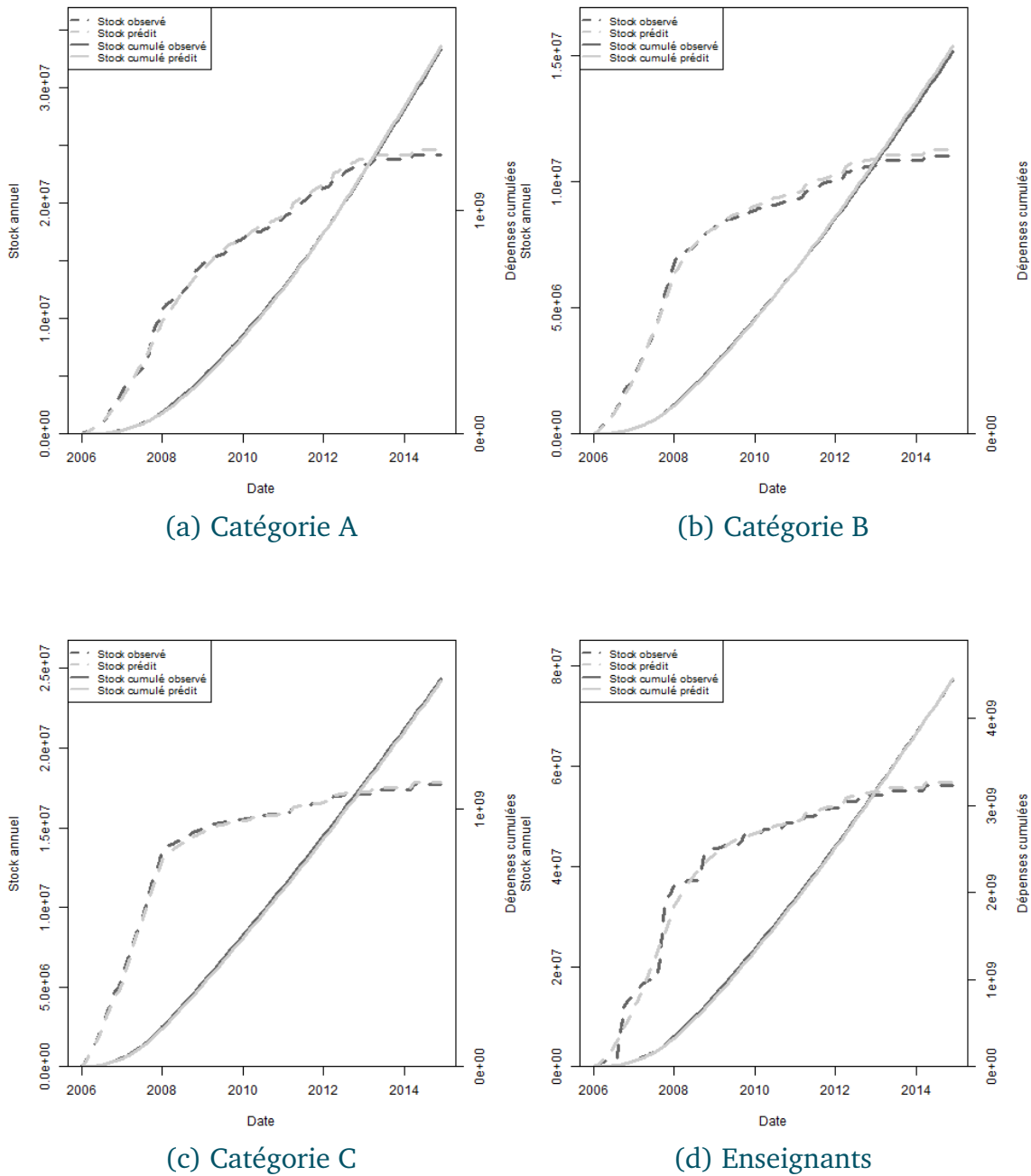
À partir de là, nous pouvons comparer, pour un stock initial recomposé (les fonctionnaires nés en 1946 et 1947), les dépenses de pension générées par les départs en retraite progressifs de ce stock. Le tableau 4.12 présente les dépenses totales par âge (à l'année de liquidation) pour les générations étudiées. Nous retrouvons certains éléments des analyses précédentes : une prédiction bonne pour l'ensemble des catégories, particulièrement pour les fonctionnaires de catégorie C malgré une sous-prédiction des départs à 62 ans. L'adéquation des dépenses par âge induit une bonne prédiction des dépenses totales pour les retraites des fonctionnaires des générations étudiées, ce qui est confirmé par les graphiques à la figure 4.28 présentant les dépenses totales par année pour les générations 1946 et 1947. Nous obtenons des résultats assez bons pour toutes les sous-catégories : même quand la prédiction des dépenses n'est pas exacte par année (par exemple pour la catégorie A, on sous-estime puis surestime les dépenses), on retrouve en fin de période un niveau de dépenses agrégées proche entre observations et prédictions.

9. Pour cela, nous limitons l'échantillon aux individus qui ont des âges d'ouverture des droits et des âges limites usuels.

TABLEAU 4.12 – Projection des masses de pension pour les générations 1946-1947.

Age	60	61	62	63	64	65	total
Année (1946)	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
Année (1947)	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
Catégorie A							
Observé	111,32	46,20	29,87	22,64	17,64	38,76	266,41
Prédit	110,09	53,27	31,64	20,71	13,58	36,95	266,24
Diff. (en abs.)	1,23	-7,07	-1,76	1,93	4,05	1,80	0,17
Diff. (en pct)	1,11	-15,31	-5,91	8,52	22,97	4,65	0,07
Catégorie B							
Observé	78,20	16,88	8,05	4,62	4,30	9,62	121,68
Prédit	77,61	19,39	9,08	4,73	3,09	7,62	121,52
Diff. (en abs.)	0,60	-2,51	-1,03	-0,11	1,21	2,01	0,17
Diff. (en pct)	0,77	-14,86	-12,77	-2,36	28,13	20,85	0,14
Catégorie C							
Observé	160,78	14,17	7,95	3,80	2,84	5,93	195,47
Prédit	162,55	15,23	6,57	3,63	1,54	5,22	194,75
Diff. (en abs.)	-1,77	-1,06	1,37	0,16	1,31	0,70	0,71
Diff. (en pct)	-1,10	-7,47	17,29	4,34	45,96	11,84	0,37
Enseignant							
Observé	390,39	89,70	45,74	24,64	20,95	35,10	606,52
Prédit	374,80	115,76	43,29	21,83	12,25	37,77	605,70
Diff. (en abs.)	15,59	-26,06	2,46	2,80	8,70	-2,67	0,82
Diff. (en pct)	3,99	-29,06	5,38	11,38	41,54	-7,60	0,13

FIGURE 4.28 – Dépenses pour les générations 1946 et 1947 (sédentaires, TP3, pas mensuel).



4.4.1.3 Effet des réformes

Les tableaux 4.13 et 4.14 présentent les effets des réformes décrites dans la partie 3. Pour chaque type de réforme et chaque catégorie, on présente quatre indicateurs : l'effet de la réforme sur l'âge de liquidation (en pourcentage et en valeur), et sur le montant de la pension à liquidation (à nouveau en pourcentage et en valeur). Rappelons que l'on compare des prédictions, obtenues à partir d'une même estimation, sur différentes bases : la base initiale du flux 2012 pour l'estimation, et les bases modifiées par la simulation des réformes.

En toute logique, la réforme 1 simulant une baisse uniforme du montant de pension de 10 % n'a aucun effet sur l'âge de liquidation car le modèle taux plein n'inclut pas le montant de pension parmi les variables explicatives. La réforme se traduit donc simplement par une baisse des taux de remplacement à liquidation d'environ 10 %, avec un âge de liquidation qui ne bouge pas. La hausse de la durée d'assurance cible pour l'obtention du taux plein (réforme 2) se traduit par une hausse légère de l'âge de départ en retraite (0.3 ans). Cependant, la plus grande partie de l'ajustement se fait par le montant de pension (- 2000 euro environ de pension moyenne). La hausse de l'âge d'annulation de la décote n'a pas non plus d'effet important, ni sur le montant de pension ni sur l'âge de départ en retraite.

Cela constitue une limite importante de ce modèle : des réformes ayant un impact assez important sur l'âge d'annulation de la décote (cf. tableau 3.1 de la partie 3) n'ont pas d'effet notable sur l'âge de liquidation, alors qu'il s'agit de la variable explicative principale du modèle. Cela semble suggérer que les paramètres estimés pour les variables « taux plein » n'ont pas une magnitude assez élevée pour prédire un effet important sur l'âge de liquidation. Le bon pouvoir prédictif du modèle « in sample » s'explique sans doute avant tout par la variable d'âge et l'indicatrice d'âge d'ouverture des droits.

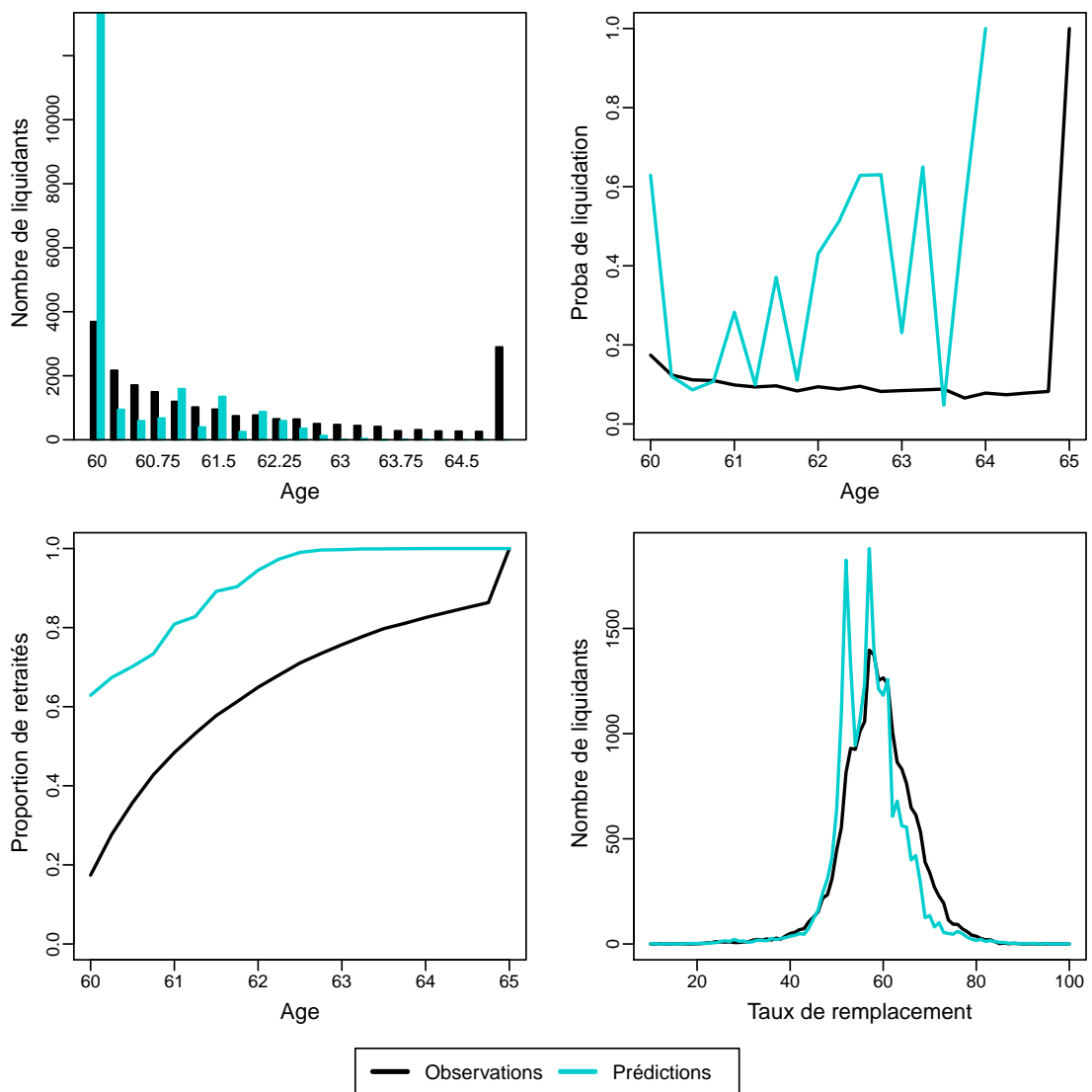
Dans l'optique d'un modèle de microsimulation, de telles limites pourraient pousser à se tourner vers un modèle plus « mécanique » : les individus partent en

retraite au moment où ils obtiennent le taux plein. Un tel modèle simpliste est présenté aux graphiques pour les sédentaires de catégorie A. Si le modèle prédit assez mal les comportements de départ en retraite (graphique 4.29) à la fois en moyenne (ce qui peut être corrigé en introduisant un délai par rapport au taux plein) et en distribution (ce qui est plus difficile à gérer), en revanche on obtient bien un effet important des réformes sur les comportements de liquidation (graphique 4.30), avec un décalage d'environ 0,5 an de l'âge moyen de départ en retraite pour les réformes R2 et R3.

TABLEAU 4.13 – Effet des réformes TP3 (pool, FPS, pas mensuel).

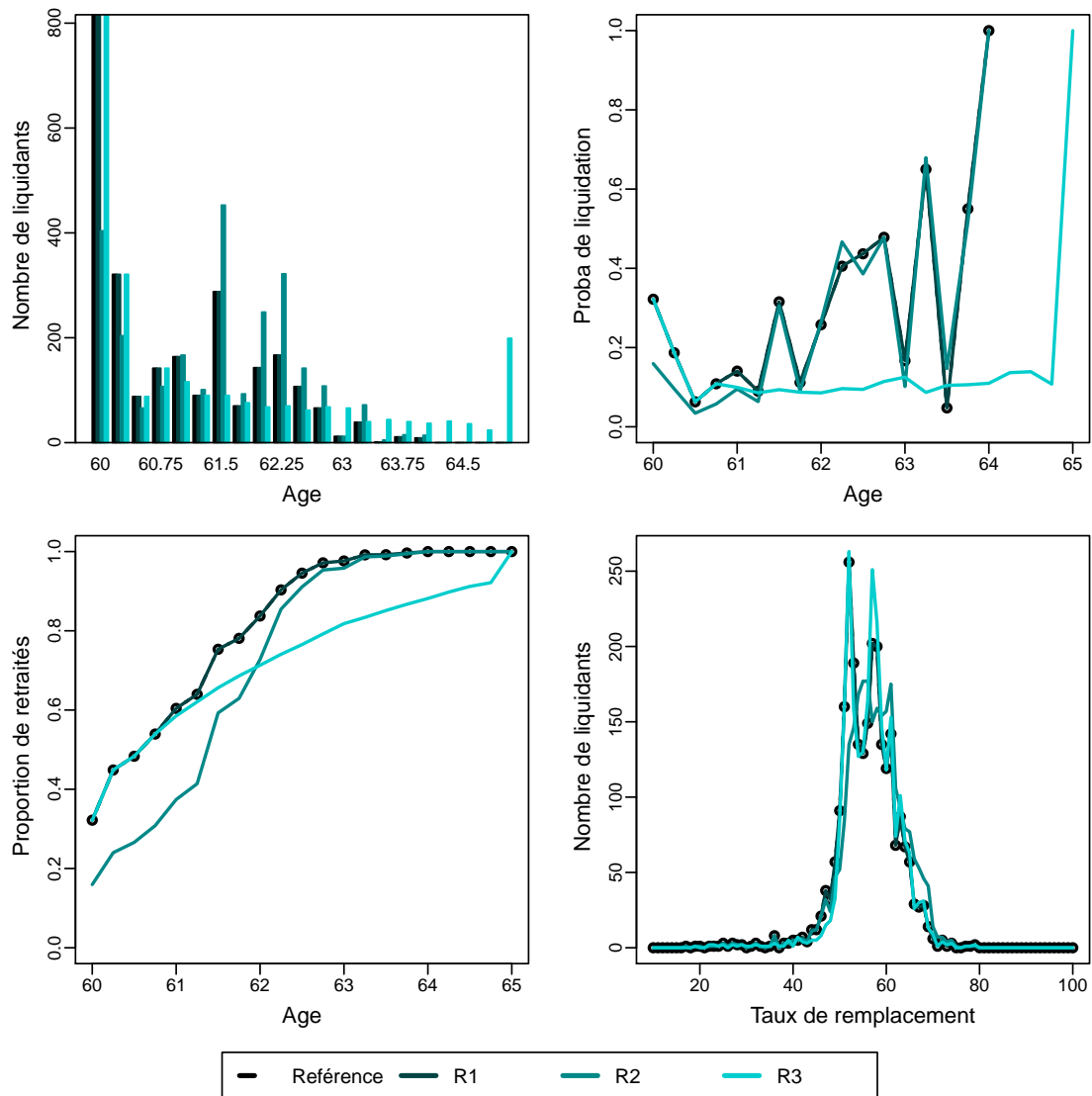
Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0,01	0,00	0,00	-0,00
Effet âge (en abs.)	-0,00	0,00	0,00	-0,00
Effet pension (en pct)	-9,63	-9,74	-9,82	-9,41
Effet pension (en abs.)	-3478,72	-2058,54	-1944,23	-3153,04
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	0,05	0,07	0,02	0,04
Effet âge (en abs.)	0,04	0,04	0,01	0,03
Effet pension (en pct)	-5,55	-4,15	-3,55	-4,21
Effet pension (en abs.)	-1955,47	-863,22	-651,11	-1311,22
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	0,01	0,01	0,00	0,01
Effet âge (en abs.)	0,01	0,00	0,00	0,00
Effet pension (en pct)	0,03	0,02	-0,00	0,02
Effet pension (en abs.)	10,10	4,54	-0,05	5,88

FIGURE 4.29 – Ajustement du modèle Départ au taux plein - catégorie A.



Champs : Liquidants de catégorie A des flux 2006 à 2012.

FIGURE 4.30 – Effet des réformes : modèle Départ au taux plein - catégorie A.



Champs : Liquidants de catégorie A des flux 2006 à 2012.

TABLEAU 4.14 – Effet des réformes TP3 (pool, FPS, pas annuel).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	0,09	0,06	0,01	0,11
Effet âge (en abs.)	0,05	0,04	0,00	0,06
Effet pension (en pct)	-9,31	-9,54	-9,80	-9,03
Effet pension (en abs.)	-3296,34	-1980,15	-1914,42	-2954,48
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	0,11	0,13	0,03	0,14
Effet âge (en abs.)	0,07	0,08	0,02	0,08
Effet pension (en pct)	-5,05	-3,65	-3,87	-4,07
Effet pension (en abs.)	-1614,15	-621,17	-755,12	-1281,54
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	0,09	0,06	0,01	0,10
Effet âge (en abs.)	0,05	0,04	0,00	0,06
Effet pension (en pct)	0,32	0,22	0,03	0,40
Effet pension (en abs.)	111,53	45,14	5,36	131,92

4.4.2 Fonctionnaires actifs

4.4.2.1 Tableaux récapitulatifs

Les tableaux 4.15, 4.16 et 4.17 présentent les mesures d'adéquation pour les prédictions pour le modèle au pas mensuel et au pas annuel. Le modèle à choix séquentiel pour passer les âges du pas annuel au pas mensuel n'est pas inclus.

Si les âges moyens et médians sont proches entre observations et prédictions, dans l'ensemble les mesures d'adéquation semblent moins bonnes que pour les fonctionnaires sédentaires : outre un R^2 assez bas (sauf pour les « super-actifs », mais cela vient du fort pouvoir explicatif de la variable de départ à l'âge limite pour ceux-ci), les différences obtenues pour les masses de pension et les coefficients de corrélation sont importantes.

Parmi les différentes sous-populations, il semble que les résultats sont meilleurs pour les fonctionnaires de catégorie C. L'utilisation du modèle de choix séquentiel n'améliore que marginalement les prédictions.

TABEAU 4.15 – Adéquation des modèles : TP3 (pool, FPA, pas mensuel).

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Âge moyen				
Observé	59,08	56,22	56,66	54,31
Simulé	59,01	56,20	56,69	54,18
Différence (pct)	0,12	0,02	-0,04	0,24
Écart moyen	3,07	1,28	1,41	1,61
Âge médian				
Observé	59,00	55,67	56,33	55,08
Simulé	58,75	55,67	56,42	55,00
Différence (pct)	0,42	0,00	-0,15	0,15
Écart moyen	2,67	0,92	1,17	1,17
Pension moyenne				
Observée	25292,00	15832,00	25029,00	26517,00
Simulée	24920,00	15720,00	24486,00	26071,00
Différence (pct)	1,47	0,70	2,17	1,68
Écart moyen	2914,00	765,00	1707,00	1316,00
Pension médiane				
Observée	22007,00	15519,00	24960,00	24769,00
Simulée	22223,00	15451,00	24705,00	24462,00
Différence (pct)	-0,98	0,44	1,02	1,24
Écart moyen	2043,00	494,00	1188,00	616,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,41	0,13	0,38	0,47
Simulé	0,32	0,09	0,20	0,39
Différence (pct)	21,60	33,66	48,07	16,90
χ^2 âge	62,44	138,64	1131,01	571,98
χ^2 pension	40,86	36,66	1031,90	155,53
R^2	7,56	6,70	2,05	43,78

TABLEAU 4.16 – Adéquation des modèles : TP3 (pool, FPA, pas annuel).

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Âge moyen				
Observé	58,69	55,89	56,22	54,03
Simulé	58,67	55,89	56,25	53,92
Différence (pct)	0,03	0,01	-0,05	0,20
Écart moyen	3,10	1,15	1,36	1,80
Âge médian				
Observé	59,00	55,00	56,00	55,00
Simulé	58,00	55,00	56,00	55,00
Différence (pct)	1,69	0,00	0,00	0,00
Écart moyen	3,00	1,00	1,00	1,00
Pension moyenne				
Observée	24669,00	15585,00	24363,00	26049,00
Simulée	24637,00	15565,00	23994,00	25793,00
Différence (pct)	0,13	0,13	1,51	0,98
Écart moyen	2908,00	642,00	1707,00	1456,00
Pension médiane				
Observée	21606,00	15293,00	24343,00	24238,00
Simulée	21995,00	15296,00	24166,00	24226,00
Différence (pct)	-1,80	-0,02	0,73	0,05
Écart moyen	2050,00	369,00	1196,00	847,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,41	0,12	0,37	0,46
Simulé	0,33	0,09	0,22	0,39
Différence (pct)	20,42	21,49	39,41	15,99
χ^2 âge	58,78	93,81	486,77	584,16
χ^2 pension	27,40	22,88	585,06	107,30
R^2	7,53	5,82	5,63	39,09

TABLEAU 4.17 – Adéquation des modèles : Modèle séquentiel (Taux Plein).

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignant	Super actifs
Âge moyen				
Observé	59,08	56,22	56,66	54,31
Simulé	58,97	56,21	56,65	54,13
Différence (pct)	0,19	0,01	0,02	0,32
Écart moyen	3,06	1,30	1,43	1,63
Âge médian				
Observé	59,00	55,67	56,33	55,08
Simulé	58,92	55,58	56,25	55,00
Différence (pct)	0,14	0,15	0,15	0,15
Écart moyen	2,67	1,00	1,17	1,17
Pension moyenne				
Observée	25292,00	15832,00	25029,00	26517,00
Simulée	24860,00	15717,00	24432,00	26000,00
Différence (pct)	1,71	0,73	2,39	1,95
Écart moyen	2905,00	773,00	1748,00	1380,00
Pension médiane				
Observée	22007,00	15519,00	24960,00	24769,00
Simulée	22189,00	15434,00	24615,00	24415,00
Différence (pct)	-0,83	0,55	1,38	1,43
Écart moyen	2004,00	507,00	1238,00	754,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,41	0,13	0,38	0,47
Simulé	0,32	0,10	0,22	0,39
Différence (pct)	22,85	26,96	41,93	17,83
χ^2 âge	66,02	91,57	446,48	558,89
χ^2 pension	36,30	25,69	1018,19	218,19
R^2				

4.4.2.2 Analyse par cohorte

La difficulté à reproduire les comportements de départ en retraite des fonctionnaires actifs est confirmée par le test des dépenses totales par génération, figurant au tableau 4.18 et à la figure 4.31. Nous utilisons les générations 1951 et 1952 pour les actifs, 1956 et 1957 pour les « super-actifs ». Pour toutes les sous-populations, nous sous-estimons assez fortement les dépenses de retraites pour les générations étudiées. Cela s'explique par une forte sous-estimation des dépenses de retraite pour les premières années, à 55 et 56 ans (50 et 51 ans pour les « super-actifs »), qui se répercutent sur les années suivantes malgré une surestimation des dépenses pour les âges élevés.

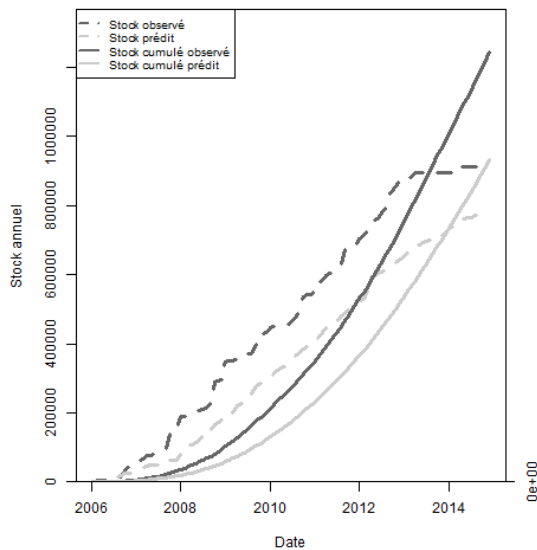
4.4.2.3 Effet des réformes

Les tableaux 4.19 et 4.20 présentent les effets prédits des différentes réformes simulées. Comme pour les fonctionnaires sédentaires, on n'observe aucun effet sur les âges de départ en retraite pour des réformes pour lesquelles on en attendrait (réforme R2 et R3). À nouveau, l'effet joue uniquement sur les montants de pension. Comme précisé précédemment, cela limite grandement la pertinence de ce type de modèle. Un modèle plus mécanique du type « départ quand l'âge du taux plein est atteint » pourrait être privilégié dans le cadre d'un modèle de microsimulation.

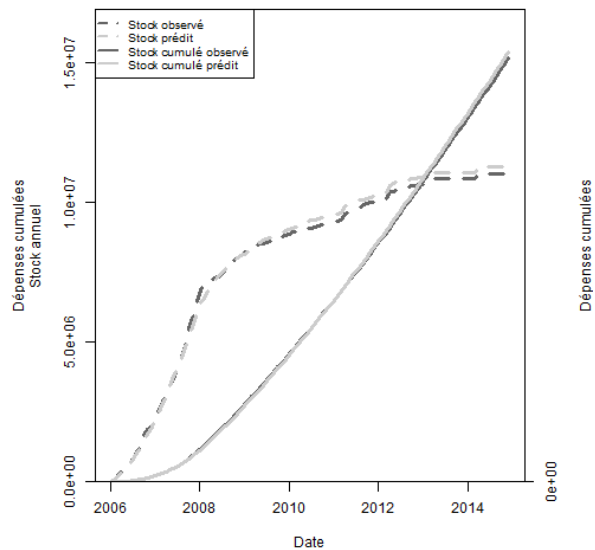
TABLEAU 4.18 – Projection des masses de pension pour les générations 1946-1947.

Age	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	total
Catégories A et B												
Observé	7.09	4.39	3.49	3.52	3.33	5.54	1.17	0.02	0.00	0.00	0.00	28.55
Prédit	4.05	3.94	3.89	3.63	3.06	4.16	2.11	1.99	1.08	0.60	1.02	29.53
Diff. (en abs.)	3.04	0.45	-0.41	-0.11	0.28	1.38	-0.94	-1.97	-1.08	-0.60	-1.02	-0.99
Diff. (en pct.)	42.83	10.36	-11.67	-3.23	8.33	24.85	-79.92	-12305.52	-Inf	-Inf	-Inf	-3.34
Catégorie C												
Observé	91.88	29.10	13.61	3.53	0.51	1.22	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	139.85
Prédit	85.14	24.32	16.24	8.82	4.25	1.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	140.57
Diff. (en abs.)	6.75	4.78	-2.63	-5.29	-3.74	-0.58	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.72
Diff. (en pct.)	7.34	16.41	-19.36	-149.77	-737.23	-47.25						-0.51
Enseignants												
Observé	193.22	90.65	53.73	35.00	24.78	1.76	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	399.13
Prédit	147.03	108.29	72.46	41.01	16.65	10.21	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	395.65
Diff. (en abs.)	46.19	-17.64	-18.73	-6.01	8.13	-8.45	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.48
Diff. (en pct.)	23.90	-19.46	-34.87	-17.17	32.80	-481.30						0.88
Super actifs												
Observé	10.57	12.50	9.65	13.82	15.13	35.86	4.51	0.00	0.00	0.00	0.00	102.04
Prédit	8.01	8.73	8.68	9.33	10.38	51.68	4.40	1.11	0.00	0.00	0.00	102.33
Diff. (en abs.)	2.56	3.77	0.97	4.48	4.76	-15.82	0.10	-1.11	0.00	0.00	0.00	-0.28
Diff. (en pct.)	24.24	30.19	10.05	32.45	31.43	-44.10	2.28	-Inf				-0.28

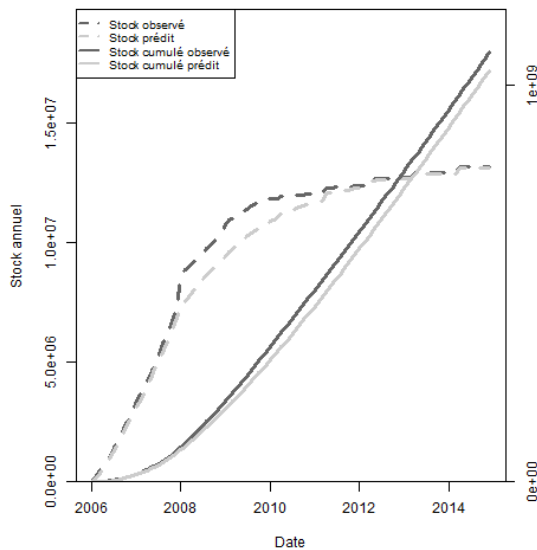
FIGURE 4.31 – Dépenses pour les générations 1951 et 1952 (actifs, TP3, pas mensuel)



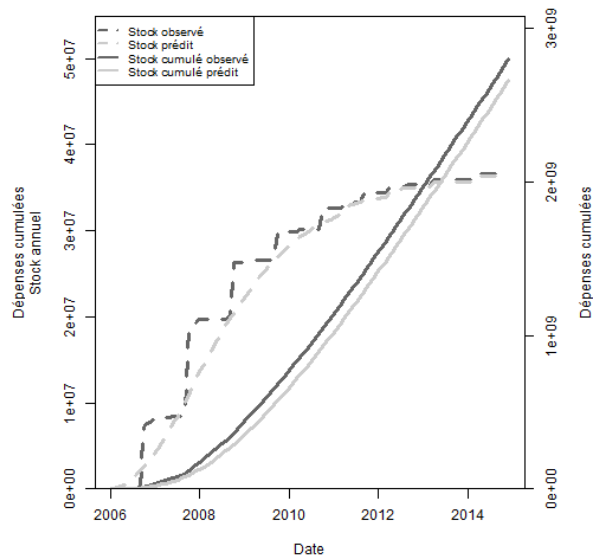
(a) Catégories A et B



(b) Catégorie C



(c) Enseignants



(d) Super-actifs

Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

TABLEAU 4.19 – Effet des réformes TP3 (pool, FPA, pas mensuel).

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0,00	0,00	0,00	-0,00
Effet âge (en abs.)	-0,00	0,00	0,00	-0,00
Effet pension (en pct)	-9,89	-9,85	-8,47	-9,72
Effet pension (en abs.)	-2590,42	-1305,35	-2071,03	-2574,15
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	0,00	-0,09	-0,00	-0,00
Effet âge (en abs.)	0,00	-0,05	-0,00	-0,00
Effet pension (en pct)	-6,55	-1,58	-2,40	-5,11
Effet pension (en abs.)	-1641,12	-209,78	-621,74	-1389,17
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0,02	0,00	-0,00	0,01
Effet âge (en abs.)	-0,01	0,00	-0,00	0,01
Effet pension (en pct)	-0,04	0,00	-0,00	0,05
Effet pension (en abs.)	-11,12	0,03	-0,85	13,31

TABLEAU 4.20 – Effet des réformes TP3 (pool, FPA, pas annuel),

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0,02	-0,23	-0,03	0,03
Effet âge (en abs.)	-0,01	-0,13	-0,02	0,02
Effet pension (en pct)	-9,94	-10,19	-8,49	-9,63
Effet pension (en abs.)	-2556,19	-1343,01	-2014,50	-2530,85
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0,04	-0,31	-0,03	0,01
Effet âge (en abs.)	-0,03	-0,17	-0,02	0,01
Effet pension (en pct)	-6,34	-1,45	-2,64	-5,20
Effet pension (en abs.)	-1692,88	-222,25	-626,89	-1380,09
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0,03	-0,24	-0,04	0,04
Effet âge (en abs.)	-0,02	-0,13	-0,02	0,02
Effet pension (en pct)	-0,08	-0,37	-0,14	0,07
Effet pension (en abs.)	-20,23	-49,21	-32,12	19,31

CHAPITRE 5

LES MODÈLES À « VARIABLES D'INCITATIONS FINANCIÈRES »

Le modèle de départ au taux plein étudié dans le chapitre précédent a le défaut d'être trop mécanique, et de ne pas intégrer aux comportements de départ en retraite la prise en compte des montants de pensions. Ainsi par exemple le modèle ne prédit aucune réaction comportementale à une réforme qui baisserait, même de manière importante, les taux de remplacements à chaque âge. Un modèle plus sophistiqué pour décrire les comportements de départ en retraite est le modèle dit de Stock et Wise (Stock et Wise, 1990), dont une version simplifiée sera estimée au chapitre 6.

Ce chapitre est consacré à l'estimation de modèles dits « à variables d'incitations financières », des modèles de forme réduite, dont les variables explicatives sont censées capturer les paramètres structurels d'un modèle à la Stock et Wise. On commence par rappeler le fonctionnement de celui-ci avant de présenter la construction des indicateurs d'incitations financières. Comme pour le chapitre précédent, les estimations, les simulations et les tests d'adéquation sont présentés pour chaque sous-population considérée.

5.1 Le modèle de Stock et Wise

Le modèle de Stock et Wise est essentiellement un modèle d'arbitrage intertemporel entre revenu et loisir. Un individu qui n'a pas encore liquidé est supposé savoir évaluer les niveaux de bien-être intertemporels associés aux différents âges de départ en retraite possibles : soit le départ immédiat, soit le départ à chacun des âges ultérieurs possibles jusqu'à l'âge de mise à la retraite d'office. Formellement, si on note a l'âge courant, R l'âge de la retraite anticipé, $p(R)$ le niveau de la pension anticipé en cas de départ à l'âge R et w la séquence de salaires ou autres revenus annuels d'ici à cette liquidation, l'utilité actualisée sur l'ensemble de la durée de vie restante, $U(a, R)$, s'écrit, en notation discrète :

$$U(a, R) = \sum_{u=a}^R \beta^{(u-a)} \frac{w^{1-\gamma}}{1-\gamma} s(u|a) + \sum_{u=R}^{\omega} \beta^{(u-a)} \frac{(\kappa p(R))^{1-\gamma}}{1-\gamma} s(u|a) \quad (5.1)$$

expression dans laquelle les autres paramètres sont $s(u|a)$ la survie entre l'âge a et l'âge u , ω la durée de vie limite, ainsi que trois paramètres caractérisant les préférences de l'individu : un paramètre de substituabilité intertemporelle γ , le taux d'escompte β et enfin κ , l'indicateur dit de « préférence pour le loisir » qu'on peut tout aussi bien qualifier de préférence pour l'inactivité, voire de paramètre de pénibilité du travail. L'individu liquide à l'âge a si l'utilité intertemporelle en cas de départ à l'âge a , $U(a, a)$ est supérieure à l'ensemble de toutes les utilités $U(a, R)$ pour $R > a$. À l'inverse, il ne liquidera pas s'il existe au moins un âge R tel que $U(a, R)$ soit supérieur à $U(a, a)$. Ceci ne suppose pas nécessairement une utilité croissant de manière monotone jusqu'à l'âge R^* maximisant l'utilité actualisée. L'individu peut très bien perdre à un report modéré, par exemple parce qu'il est dans une zone où le barème présente une très faible pente, et trouver néanmoins utile de reporter en vue d'un départ à l'âge R^* qui, lui, lui permet de maximiser son revenu actualisé. On parle de la valeur d'option de la poursuite de l'activité (OV) pour caractériser ce gain prospectif au report qui est égal à :

$$OV(a) = \max_R [U(a, R)] - U(a, a) = U(a, R^*) - U(a, a) \quad (5.2)$$

L'individu ne liquide pas tant que $OV(a) > 0$, c'est-à-dire tant que la non liquidation lui laisse l'option de liquider à un âge plus tardif procurant un flux d'utilité globale plus élevé que le départ immédiat – quand bien même ce report serait pénalisant à court-terme.

Ce modèle de Stock et Wise fait un certain nombre d'hypothèses simplificatrices. Son traitement de l'incertitude est sommaire : il raisonne implicitement sur des espérances de revenu supposées déterminer les niveaux d'utilité attendus à chaque date, la seule incertitude qu'il prend en compte étant celle qui concerne la durée de vie. L'individu pondère ainsi les flux d'utilité attendus à chaque date par les probabilités d'être encore en vie à ces dates. Le modèle néglige par ailleurs les possibilités de lissage de la consommation par l'épargne et la désépargne. Il simule des individus contraints par la liquidité qui consomment à chaque période l'ensemble de leurs revenus courants, qu'ils soient d'activité ou de retraite. Une autre limite serait le fait qu'il s'agit d'un modèle d'offre, faisant comme si les individus étaient libres de choisir leur âge de liquidation sans être contraints par la demande de travail. Mais ces défauts ne suffisent pas à le disqualifier pour la modélisation des comportements de départ. En particulier, le modèle est tout à fait apte à prendre en compte des contraintes se situant du côté de la demande si on simule en amont de la liquidation des chocs sur les diverses sources de revenu autres que la pension, qu'il s'agisse du salaire ou d'autres prestations de remplacement : le modèle prédira sans aucune difficulté des liquidations rapides ou immédiates pour des individus dont le revenu salarial ou de remplacement décroche brutalement, qu'il s'agisse de chômage ou de fin de droit. Au demeurant, quand bien même le modèle serait un modèle d'offre, ceci ne serait en rien bloquant pour son application à la fonction publique.

Les problèmes qu'il pose sont à un autre niveau : il s'agit de la difficulté à en proposer des calibrages satisfaisants. Dans le modèle pris à l'état pur, de faibles changements de valeurs des paramètres font basculer de comportements dans lesquels le report est toujours souhaitable ou au contraire toujours non souhaitable, conduisant à devoir choisir entre une sous- ou une sur-réactivité du modèle à des mécanismes du type surcote. Le remède à cette difficulté est de rendre le modèle moins déterministe, en introduisant une variabilité inter-individuelle des paramètres γ, β

et κ . Cette variabilité permet d'éviter des comportements de type tout ou rien avec basculement massif de la population dans le sens du report suite à une modification donnée de la législation, mais le calibrage de cette variabilité est encore plus difficile à réaliser que le calibrage des valeurs moyennes des paramètres.

Il est possible de contourner ce problème de deux manières.

Une première possibilité est de conserver des calculs de valeurs d'option fondés sur un triplet unique de valeurs de γ , β et κ , mais en utilisant ces valeurs d'option non pas comme prédicteurs déterministes des comportements, mais plutôt comme des indicateurs d'intensité de l'incitation financière au report ou à la cessation d'activité, incorporés à des modèles de choix probabiliste. Ceci revient à remplacer les variables explicatives du modèle taux plein par l'indicateur des incitations financières à repousser la date de départ à la retraite. Les variables d'incitations financières (IV , pour *incentive variables*) typiquement utilisées sont la valeur d'option décrite précédemment, mais également d'autres grandeurs plus simples comme l'augmentation du flux espéré de pension associée à un report d'une période de la date de départ en retraite. De manière générale on écrit :

$$P(Liq = 1) = F(\alpha IV + \delta X) \quad (5.3)$$

dans laquelle IV est la variable d'incitation retenue et X est à nouveau un ensemble de covariables.

C'est l'approche retenue pour les micro-estimations du système de retraite dans le programme du NBER *Social Security Programs and Retirement around the World* (voir par exemple Gruber et Wise, 1999, 2004). Des études de ce type ont déjà été réalisées sur données françaises (Mahieu et Blanchet, 2004 et Mahieu et Walraet, 2005), et serviront de base de comparaison pour les estimations réalisées. C'est la démarche suivie dans ce chapitre.

L'autre possibilité est d'essayer de ramener le modèle de Stock et Wise à un modèle plus simple dont les paramètres seront plus interprétables et contrôlables que ceux du modèle d'origine et dont il sera donc plus facile de calibrer à la fois les valeurs moyennes et la variabilité inter-individuelle (Bachelet, Beffy et Blanchet,

2011). Ce sera l'objet du chapitre suivant.

5.2 Les variables d'incitations financières

Dans cette partie, nous présentons les différentes variables d'incitations financières qui seront utilisées comme variable explicative du départ en retraite dans les estimations.

Nous définissons d'abord « le patrimoine retraite » (utilisée sous son appellation américaine SSW, *Social Security Wealth*) d'un individu à une date t donnée. Il s'agit de la valeur actualisée du flux de pension que peut espérer un individu à cette date. SSW dépend de la date t' auquel l'individu prend sa retraite et de la date t où celle-ci est mesurée. Pour un individu qui prend sa retraite à la date t' , on écrit donc la SSW à la date t comme :

$$SSW_{t,t'} = \sum_{s=t'}^T \beta^{(s-t)} \pi\left(\frac{s}{t}\right) B_s(t') \quad (5.4)$$

avec t la date à laquelle on évalue la SSW, t' la date de départ en retraite, β le taux d'actualisation retenu, $\pi\left(\frac{s}{t}\right)$ la probabilité de survie jusqu'à la date s pour un individu qui a vécu jusqu'à la date t et $B_s(t')$ le montant de la retraite, à la date s , pour un départ en retraite à la date t' .

À partir de cette grandeur, nous pouvons calculer différentes mesures des incitations au départ à la retraite. On peut par exemple mesurer le gain en SSW que peut espérer un individu en cas de report d'une période de son départ en retraite : c'est l'*accrual*. Il s'agit donc de la variation de la SSW entre un départ à la date t et un départ à la date $t + 1$:

$$Accrual_t = SSW_{t,t+1} - SSW_{t,t}$$

L'*accrual* est la mesure la plus immédiate des incitations au départ à la retraite : si l'*accrual* est négatif, l'individu diminue son flux de pension espéré en retardant son départ en retraite, ce qui pourrait l'inciter à partir en retraite à la date t . Au contraire un *accrual* positif peut être vu comme une incitation à retarder le départ

en retraite.

Une seconde mesure incitative est le taux de taxe implicite, qui est déduit directement de l'*accrual* : il retranscrit le fait qu'un *accrual* négatif peut être considéré comme une taxe implicite sur la poursuite d'activité, car une part du salaire obtenu à la date suivante (en cas de report) est « taxé » car s'accompagne d'une baisse du flux de pension à venir (comme si l'individu cotisait à perte). On écrit donc, avec $E_t W_{t+1}$ le salaire espéré à la date suivante :

$$Taxe\ implicite_t = -\frac{accrual_t}{E_t W_{t+1}}$$

Les deux mesures précédentes reposent sur un calcul économique de très court terme : l'individu ne prend pas en compte des gains potentiels qui pourraient résulter d'un report de plus d'une période. La mesure suivante suppose un comportement moins myope des individus. Il s'agit de la valeur maximale, ou *peak value* l'écart entre la SSW à la date t et la valeur maximale que peut atteindre la SSW à tous les âges possibles de départ en retraite à partir de cette date. Le *peak value* prend donc en compte les gains à long terme potentiellement associés à un report de plus d'une période :

$$Peak_t = \max_{x>t+1} [SSW_{t,x}] - SSW_{t,t}$$

La limite principale des mesures d'incitations financières présentées ci-dessus est qu'elles ne prennent pas en compte la comparaison entre le niveau de pension et le salaire. On suppose ainsi que les comportements de départ en retraite sont affectés uniquement par les variations de niveau de pension. Le modèle « taux de remplacement cible » permettait de prendre en considération le niveau relatif du salaire et de la pension, mais l'arbitrage instantané qu'il propose est sans doute trop limitatif, surtout avec un pas mensuel.

Dans cette optique, Il est possible de déduire une mesure des incitations financières au départ en retraite à partir du modèle Stock and Wise. En effet, comme précisé dans la partie précédente si l'on exprime l'utilité intertemporelle de la ma-

nière suivante :

$$U(a, R) = \sum_{u=a}^R \beta^{(u-a)} \frac{w^{1-\gamma}}{1-\gamma} s(u|a) + \sum_{u=R}^{\omega} \beta^{(u-a)} \frac{(\kappa p(R))^{1-\gamma}}{1-\gamma} s(u|a)$$

On peut, pour chaque âge donné, calculer la différence entre l'utilité associée à la liquidation à cet âge et l'utilité associée à l'âge qui maximise cette utilité. Cette grandeur, appelé *Option Value* (OV), est une mesure de l'incitation à poursuivre l'activité pour l'individu. On écrit donc :

$$OV(t) = \max_R [U(t, R)] - U(t, t) = U(a, R^*) - U(a, a)$$

Avec R l'âge de départ en retraite, R^* l'âge de départ en retraite qui maximise l'utilité intertemporelle à l'instant t .

Le calcul des variables d'incitations peut être très coûteux en temps de calcul, surtout au pas mensuel¹. Nous avons donc mis au point une méthode de calcul en utilisant une approche matricielle, permettant des gains de temps considérables².

Nous avons choisis les valeurs suivantes pour les différents paramètres intervenant dans le calcul des IV, en reprenant les valeurs utilisées par Mahieu et Blanchet (2004) et Mahieu et Walraet (2005) pour pouvoir comparer les valeurs obtenues :

- Taux d'actualisation : 3% par an, soit un β égal à 0,97
- Préférence pour le loisir κ : 1,5
- Substituabilité intertemporelle γ : 0,25

Nous avons également utilisé les espérances de vie pour la population globale (à partir des données de l'Insee), nous sous-estimons ainsi les incitations financières dans la mesure où l'espérance de vie des fonctionnaires est en réalité plus élevée. Nous n'avons pas non plus introduit d'espérances de vie différentielles en fonction des catégories de fonctionnaires.

Rappelons que les calculs des variables d'incitations financières à partir des données du SRE comportent quelques limites. Premièrement, la variable du taux de

1. Le calcul des options value nécessite par exemple de calculer, pour chaque date possible de départ en retraite (60 au pas mensuel) la différence entre l'utilité au départ à cette date et l'utilité maximale des départs futurs, et ce pour tous les individus de la base).

2. Cette méthodologie, mise au point à l'Institut des politiques publiques par Louise Paul-Delvaux et Simon Rabaté, est décrite à l'annexe C (page 265).

prime est assez mal renseignée, car elle est connue à un niveau agrégé, à la fois par occupation et par âge. Le taux de prime étant un déterminant essentiel du taux de remplacement, nous mesurons de manière imprécise les incitations prenant en compte un arbitrage entre travail et loisir (l'option value ici). Deuxièmement, nous n'avons à ce stade pas modélisé l'évolution salariale après liquidation, de sorte que nous sous-estimons la croissance de l'indice et donc de la pension pour les âges élevés. Enfin, les incitations financières ne peuvent être appréhendées qu'au niveau individuel, alors que les revenus (salaires ou pensions futures) des conjoints peuvent jouer dans les arbitrages individuels.

5.3 Statistiques descriptives

Dans cette partie, nous présentons des statistiques descriptives pour les mesures d'incitation présentées dans la partie précédente. Nous présentons les valeurs obtenues pour ces différentes mesures, pour les différentes sous-populations étudiées, et pour les différents pas temporels. Pour rendre compte de l'évolution des incitations financières au cours du temps, avec la montée en régime progressive des dispositifs de surcote et de décote, nous présentons également les résultats pour les bases 2004 et 2012 prises isolément.

5.3.1 Variation de pension

Tous les indicateurs présentés dans la section précédente dépendent fortement des gains financiers découlant d'un report du départ en retraite. La première étape de l'étude des incitations financières dans la fonction publique est donc d'analyser l'effet d'un report sur la pension à liquidation.

Le tableau 5.1 présente des statistiques descriptives sur la variation de pension d'une période à l'autre, selon le pas et la catégorie considéré.

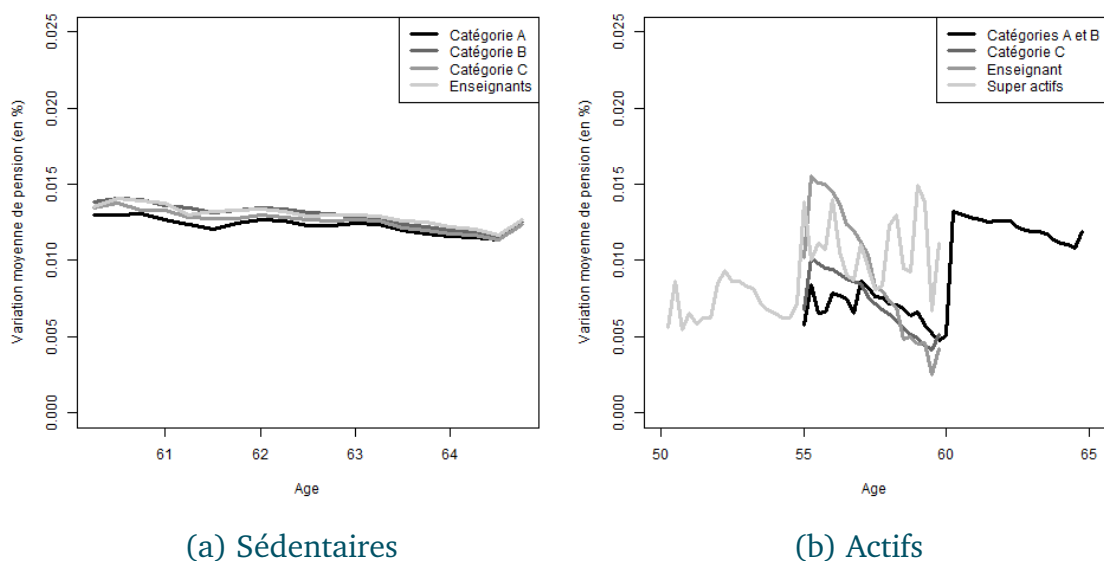
Logiquement, les variations de pension dépendent du pas temporel : d'une année à l'autre, la pension augmente plus que d'un mois à l'autre. Notons qu'au pas trimestriel, la pension augmente déjà dans plus de 95 % des cas, du fait d'une comptabilisation au trimestre près des paramètres du régime (durée d'assurance,

décote, surcote).

Les règles de calcul des pensions étant les mêmes pour les différentes catégories, il n’y a pas de différences majeures entre celles-ci dans l’évolution de la pension, du moins en pourcentage. Les catégories A et les enseignants (sédentaires ou actifs), ayant des pensions plus élevées, ont des variations de pension plus importantes en valeur absolue.

Notons une différence importante entre les actifs et les sédentaires : il est plus fréquent pour les actifs d’avoir une variation nulle de pension d’une période à l’autre. Cela s’explique sans doute par l’absence de surcote pour les actifs : une fois le taux de liquidation maximum atteint, la pension n’évolue plus.

FIGURE 5.1 – Variation de pension, selon l’âge et la sous-population (pas trimestriel).



Les graphiques de la figure 5.1 présentent l’évolution de la variation moyenne de pension selon l’âge, pour les différentes catégories considérées.

Pour les sédentaires, le gain moyen en pension semble légèrement décroissant au cours du temps. Deux explications peuvent être avancées. Cela peut s’expliquer premièrement par le plafonnement du coefficient de proratisation : aux âges élevés, les individus ont plus souvent atteint la durée cible pour le taux plein, ce qui im-

TABLEAU 5.1 – Variation de pension d’une période à l’autre.

(a) **Sédentaires**

	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignants
Pas mensuel				
Part de variation >0	0,51	0,52	0,52	0,54
Variation moyenne (abs)	146,84	94,93	88,33	146,90
Variation moyenne (pct)	0,00	0,00	0,00	0,00
Écart type Variation (abs)	433,63	159,74	138,58	314,94
Écart type Variation (pct)	0,01	0,01	0,01	0,01
Pas trimestriel				
Part de variation >0	0,97	0,98	0,97	0,97
Variation moyenne (abs)	432,58	279,54	260,19	433,36
Variation moyenne (pct)	0,01	0,01	0,01	0,01
Écart type Variation (abs)	697,47	223,42	186,92	464,99
Écart type Variation (pct)	0,02	0,01	0,01	0,01
Pas annuel				
Part de variation >0	0,99	0,99	0,99	0,99
Variation moyenne (abs)	1726,82	1114,68	1035,57	1727,32
Variation moyenne (pct)	0,05	0,05	0,05	0,05
Écart type Variation (abs)	1481,90	514,97	498,36	1019,82
Écart type Variation (pct)	0,04	0,02	0,02	0,03

(b) **Actifs**

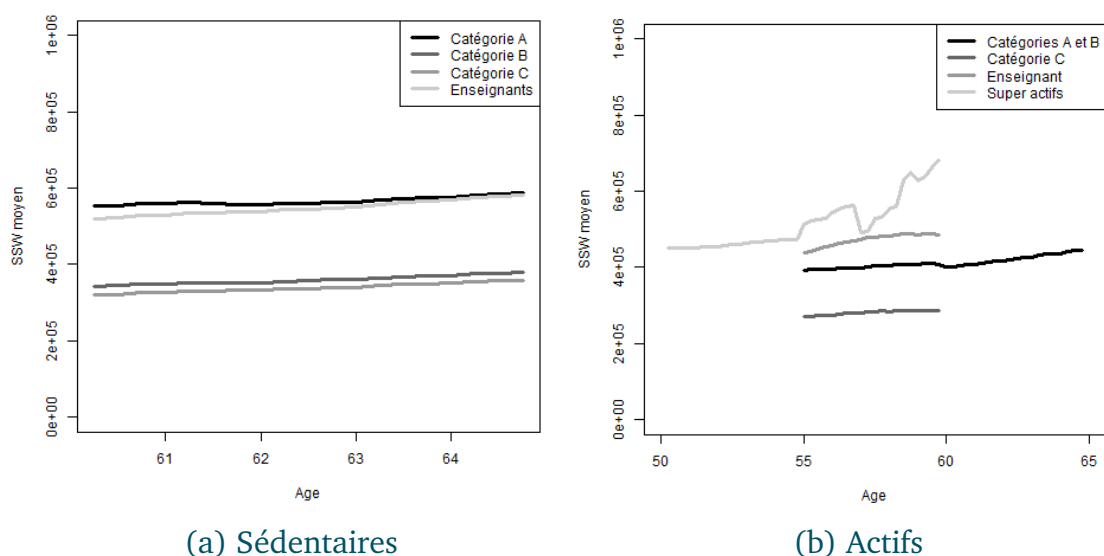
	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Pas mensuel				
Part de variation >0	0,42	0,42	0,43	0,42
Variation moyenne (abs)	76,26	39,83	74,83	57,94
Variation moyenne (pct)	0,00	0,00	0,00	0,00
Écart type Variation (abs)	363,25	117,49	227,99	504,58
Écart type Variation (pct)	0,01	0,01	0,01	0,02
Pas trimestriel				
Part de variation >0	0,87	0,83	0,80	0,84
Variation moyenne (abs)	226,43	117,57	220,89	163,65
Variation moyenne (pct)	0,01	0,01	0,01	0,01
Écart type Variation (abs)	609,58	186,13	380,69	854,08
Écart type Variation (pct)	0,02	0,01	0,02	0,03
Pas annuel				
Part de variation >0	0,95	0,93	0,92	0,93
Variation moyenne (abs)	904,20	470,27	883,55	649,56
Variation moyenne (pct)	0,04	0,03	0,04	0,03
Écart type Variation (abs)	1287,62	427,99	819,81	1675,98
Écart type Variation (pct)	0,05	0,02	0,04	0,06

plique que le taux de liquidation (avant surcote) peut être saturé. Deuxièmement, il y a peut-être un biais de sélection : les indices étant gelés à partir de la date de départ en retraite, plus on atteint les âges élevés, moins les indices sont dynamiques (une grande partie des effectifs est déjà en retraite, avec un indice qui ne bouge pas), et moins les pensions augmentent.

Pour les actifs, la variation de pension selon l'âge est assez complexe, et il semble y avoir une forte hétérogénéité selon les sous-populations considérées. Pour les catégories C et les enseignants, on observe un taux élevé dans les âges suivant l'ouverture des droits, puis décroissants fortement. Cela est compatible avec le fait que ces individus se trouvent souvent loin de l'âge d'annulation de la décote et de la durée d'assurance cible au moment de l'âge d'ouverture des droits. La décroissance des courbes avec l'âge est plus importante que pour les sédentaires, suggérant à nouveau un effet de l'absence de surcote qui rend moins intéressante la poursuite d'activité une fois l'annulation de la décote atteinte.

5.3.2 La mesure du « patrimoine retraite », SSW

FIGURE 5.2 – SSW, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).



La figure 5.2 présente le SSW moyen par âge pour les différentes sous-populations étudiées. Il s'agit de la valeur actualisée du flux de pension, associée à un départ

en retraite pour un âge donné. La plupart des paramètres (espérances de vie, taux d'actualisation, revalorisation de la pension) étant identiques entre les différents groupes, les différences que l'on observe proviennent uniquement des différences dans les niveaux de pension à liquidation par âge. On retrouve donc, pour les sédentaires, un niveau proche pour les catégories A et les enseignants d'une part, pour les catégories B et C d'autre part.

Le SSW est très légèrement croissant avec l'âge, ce qui implique que le gain au report compense la perte de pension due à une durée en retraite réduite.

5.3.3 Accrual

L'accrual se définit comme la variation de SSW consécutive au report du départ en retraite d'une période (un mois, un trimestre, ou un an). La perte correspond donc à la période de pension à laquelle on renonce, le gain correspond à la somme actualisée de l'incrément de pension généré par le report³. Pour que l'accrual soit positif, il faut que le gain excède la perte, ce qui n'est pas souvent le cas d'après le tableau 5.2 : aux pas annuels et trimestriels, l'accrual est positif dans seulement 20 % des cas. Cette proportion monte à 40 % au pas mensuel. Cela implique que le gain au report n'est pas suffisant pour compenser la perte de revenu actualisé – en particulier pour compenser le taux d'escompte appliqué aux flux de revenus futurs.

En moyenne, l'accrual est négatif, surtout pour les catégories A et les enseignants qui ont des pensions importantes, et donc pour qui le coût d'opportunité de la poursuite d'activité (en terme de pension à laquelle on renonce) est plus important. Comme pour les variations de pensions, les accruals sont plus bas et plus souvent négatifs pour les actifs.

Le graphique 5.3 présente les accruals moyens par âge, et par catégorie. La forme des courbes est la même que celle des variations de pension (cf. graphique 5.1), ce qui est logique vu que la mesure dépend directement de la variation de pension d'une période à l'autre. L'écart entre les différentes catégories est légèrement plus important. L'accrual est assez fortement décroissant avec l'âge (pour les

3. Formellement, en négligeant les probabilité de survie, $Acc_t = SSW_{t,t+1} - SSW_{t,t} = -B_t(t) + \sum_{s=t+1}^T \beta^{s-t} (B_{t+1}(s) - B_t(s))$

TABLEAU 5.2 – Accrual, selon le pas et la catégorie.

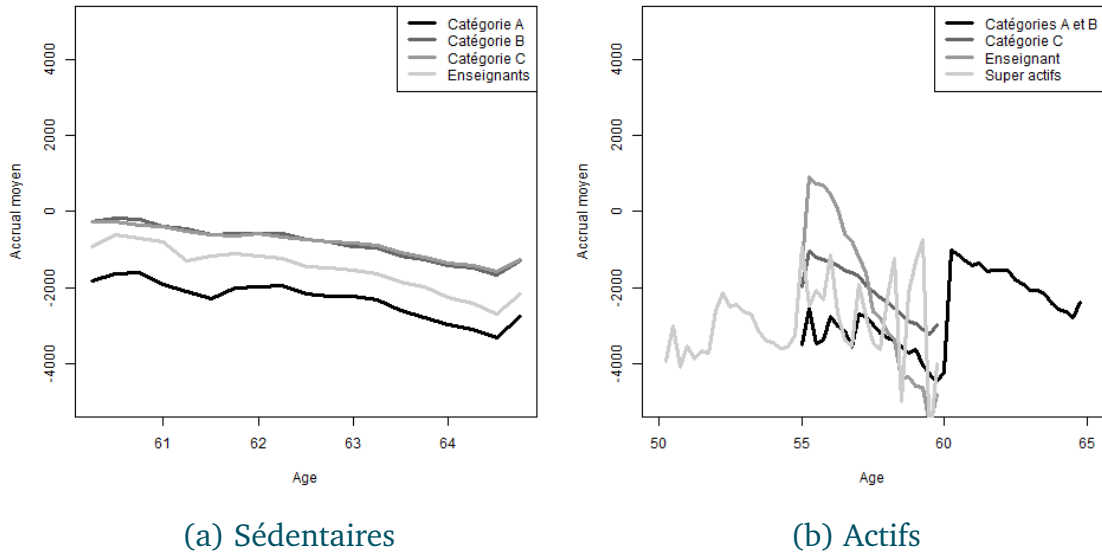
(a) Sédentaires

	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignants
Pas mensuel				
Part de variation >0	0,39	0,42	0,41	0,42
Part de variation <0	0,61	0,58	0,59	0,58
Moyenne IV	-755,69	-283,53	-293,43	-515,66
Médiane IV	-1948,82	-1067,47	-897,69	-1433,09
Écart type IV	6717,69	2691,80	2289,01	4985,59
Pas trimestriel				
Part de variation >0	0,18	0,28	0,28	0,27
Part de variation <0	0,82	0,72	0,72	0,73
Moyenne IV	-2343,52	-905,84	-929,81	-1619,45
Médiane IV	-2797,58	-1373,44	-1217,80	-2151,63
Écart type IV	10865,79	3800,38	2974,00	7427,21
Pas annuel				
Part de variation >0	0,19	0,27	0,26	0,26
Part de variation <0	0,81	0,73	0,74	0,74
Moyenne IV	-8946,90	-3363,93	-3499,24	-6057,01
Médiane IV	-10059,92	-4844,74	-4478,41	-7559,14
Écart type IV	23744,35	9092,50	7481,49	17235,22

(b) Actifs

	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Pas mensuel				
Part de variation >0	0,32	0,29	0,31	0,33
Part de variation <0	0,68	0,71	0,69	0,67
Moyenne IV	-895,87	-695,47	-699,51	-1021,47
Médiane IV	-1597,48	-1144,85	-1961,26	-1771,22
Écart type IV	6007,13	2009,02	4316,19	9323,21
Pas trimestriel				
Part de variation >0	0,11	0,08	0,14	0,13
Part de variation <0	0,89	0,92	0,86	0,87
Moyenne IV	-2703,72	-2110,58	-2148,63	-3232,39
Médiane IV	-2433,09	-2120,40	-3008,26	-2775,13
Écart type IV	10119,89	3196,94	7317,71	15872,26
Pas annuel				
Part de variation >0	0,13	0,06	0,17	0,18
Part de variation <0	0,87	0,94	0,83	0,82
Moyenne IV	-10592,07	-8325,14	-8369,86	-12865,03
Médiane IV	-8777,08	-7582,20	-9339,58	-8952,77
Écart type IV	21458,17	7509,64	16685,97	31857,36

FIGURE 5.3 – Accrual, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).



catégories A, la moyenne est de -1650 à 60,5 ans contre -2750 à 64,5 ans). Cela s'explique à la fois par des gains moindres au report (la variation de pension est moins importante aux âges élevées) et un coût d'opportunité en termes de pension plus important (la pension à laquelle on renonce est plus élevée), à mesure que l'âge augmente.

5.3.4 Peak value

La *peak value* (écart entre la SSW à la date donnée et la valeur actualisée et de la SSW maximale pour les départs ultérieurs) semble avoir la même forme que l'*accrual*, mais avec des valeurs plus élevées au départ : repousser le départ en retraite de plusieurs trimestres peut augmenter significativement la SSW. Vers les âges élevés, la *peak value* converge vers l'*accrual* et devient négative.

FIGURE 5.4 – Peak Value, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).

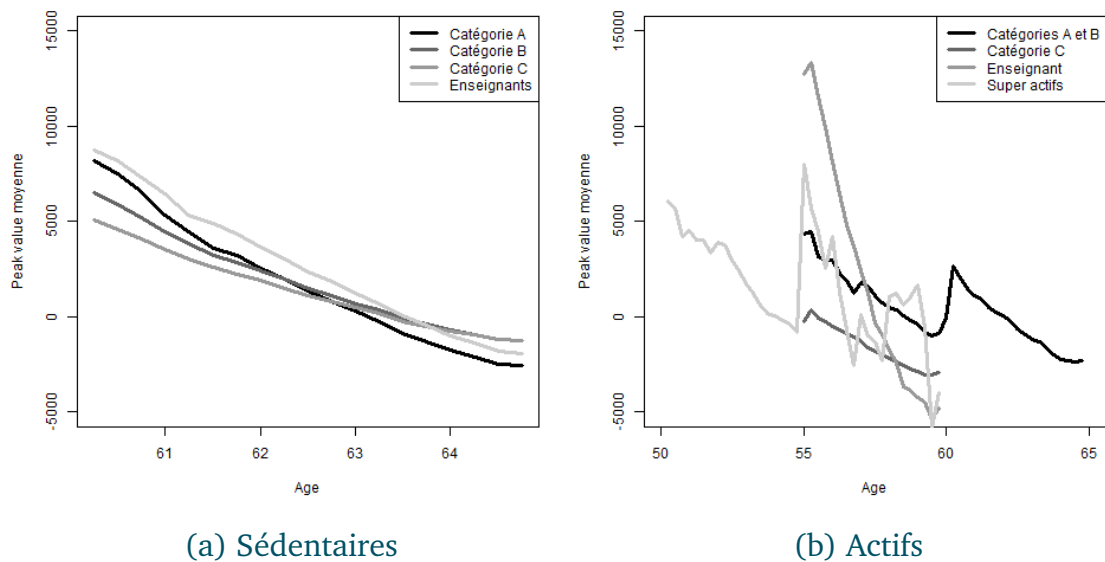


TABLEAU 5.3 – Peak value, selon le pas et la catégorie.

(a) Sédentaires

	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignants
Pas mensuel				
Part de variation >0	0,60	0,68	0,67	0,67
Part de variation <0	0,40	0,32	0,33	0,33
Moyenne IV	4897,60	3355,94	2763,33	5121,04
Médiane IV	633,09	855,44	764,89	1233,49
Écart type IV	17853,65	7255,92	5876,85	12307,01
Pas trimestriel				
Part de variation >0	0,29	0,38	0,38	0,38
Part de variation <0	0,71	0,62	0,62	0,62
Moyenne IV	2199,51	1953,66	1405,73	2838,83
Médiane IV	-2375,24	-1097,58	-995,82	-1628,19
Écart type IV	19505,13	7953,87	6422,59	13650,28
Pas annuel				
Part de variation >0	0,24	0,32	0,31	0,32
Part de variation <0	0,76	0,68	0,69	0,68
Moyenne IV	-5786,55	-1223,81	-1739,68	-2750,59
Médiane IV	-9498,29	-4486,42	-4165,38	-6942,17
Écart type IV	27853,47	11755,22	9743,40	20833,52

(b) Actifs

	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Pas mensuel				
Part de variation >0	0,51	0,38	0,48	0,56
Part de variation <0	0,49	0,62	0,52	0,44
Moyenne IV	3046,51	104,80	4238,84	6142,25
Médiane IV	57,63	-719,81	-311,46	748,73
Écart type IV	13254,09	3496,42	12395,40	24166,71
Pas trimestriel				
Part de variation >0	0,23	0,12	0,28	0,56
Part de variation <0	0,77	0,88	0,72	0,44
Moyenne IV	482,56	-1608,73	2118,26	6142,25
Médiane IV	-2158,46	-2046,06	-2660,63	748,73
Écart type IV	15106,69	4173,08	13561,95	24166,71
Pas annuel				
Part de variation >0	0,19	0,07	0,24	0,56
Part de variation <0	0,81	0,93	0,76	0,44
Moyenne IV	-8214,85	-8111,72	-5873,69	6142,25
Médiane IV	-8369,69	-7516,39	-9028,93	748,73
Écart type IV	23436,29	7750,72	19299,08	24166,71

5.3.5 Option Value

Le calcul des options values (OV) donne des résultats assez similaires pour les différentes sous-catégories : l'OV est maximale autour de l'âge d'ouverture des droits, puis décroît régulièrement et tend vers 0 à l'âge limite.

En niveau, les options values sont également assez proches (avec des moyennes entre 30 et 40 pour la plupart des sous-populations). C'est une conséquence de la forte aversion pour le risque ($\gamma = 0.25$) dans la fonction d'utilité.

FIGURE 5.5 – Option Value, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).

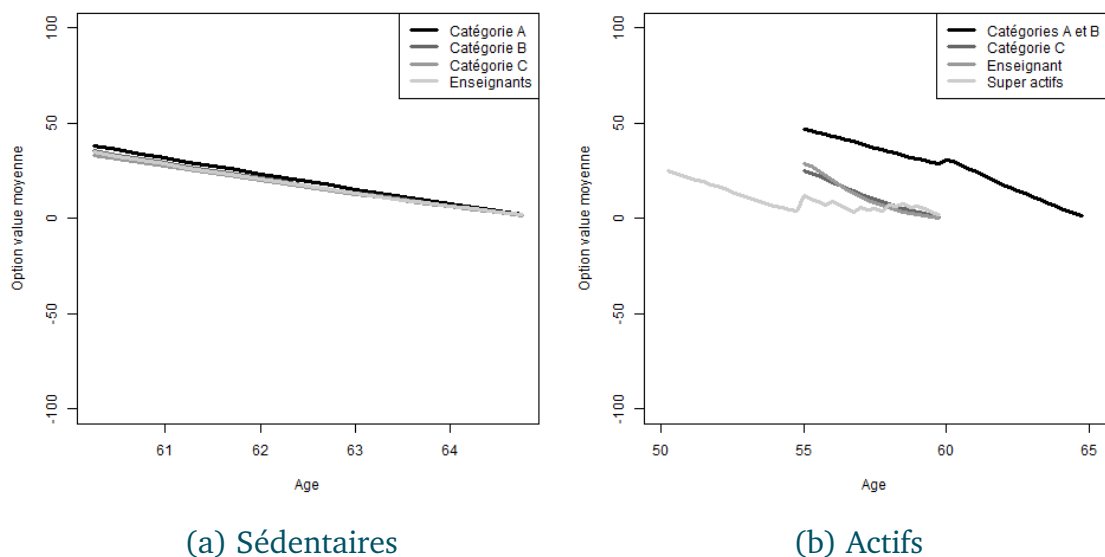


TABLEAU 5.4 – Option Value, selon le pas et la catégorie.

(a) Sédentaires

	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignants
Pas mensuel				
Part de variation >0	0,98	0,98	0,98	0,98
Part de variation <0	0,02	0,02	0,02	0,02
Moyenne IV	44,49	39,77	37,15	39,14
Médiane IV	39,16	35,17	32,94	33,58
Écart type IV	33,21	29,00	26,90	29,65
Pas trimestriel				
Part de variation >0	0,99	1,00	1,00	0,99
Part de variation <0	0,01	0,00	0,00	0,01
Moyenne IV	20,60	18,53	17,32	18,12
Médiane IV	18,25	16,52	15,46	15,70
Écart type IV	14,98	13,09	12,13	13,41
Pas annuel				
Part de variation >0	0,99	1,00	1,00	0,99
Part de variation <0	0,01	0,00	0,00	0,01
Moyenne IV	8,52	7,72	7,22	7,54
Médiane IV	7,70	7,00	6,60	6,74
Écart type IV	5,64	4,88	4,51	5,07

(b) Actifs

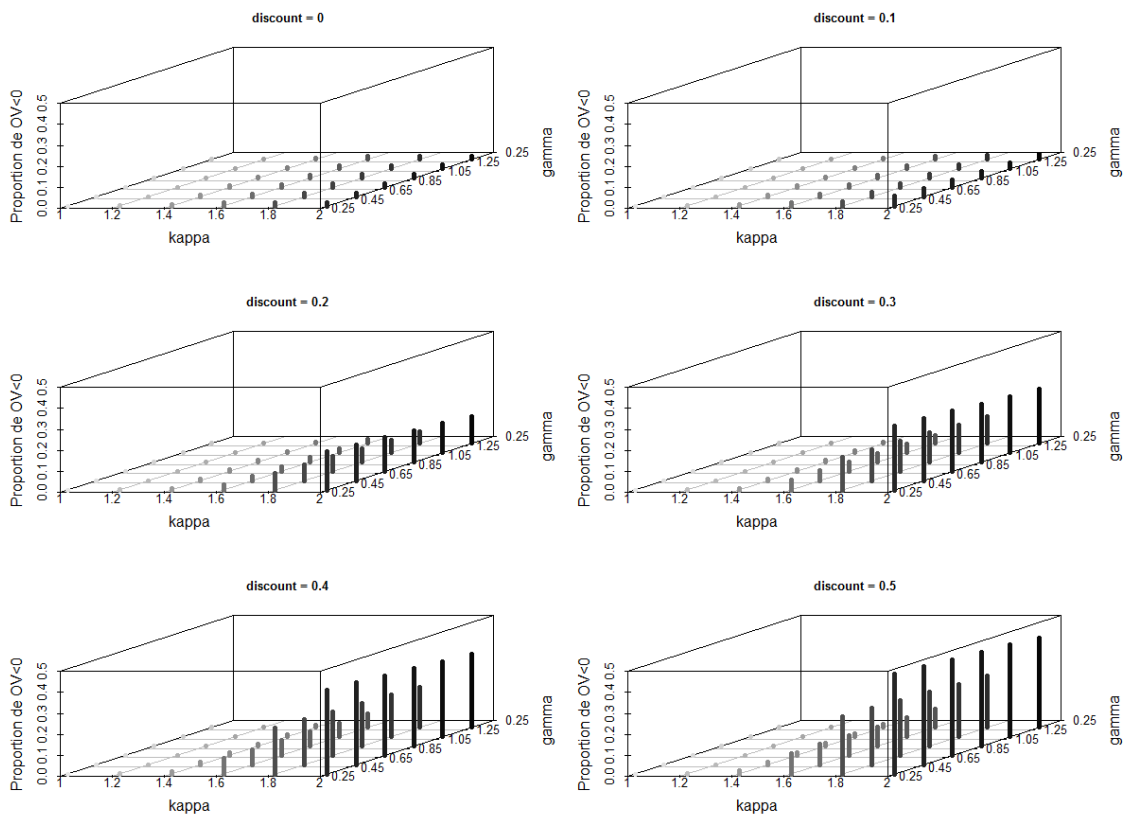
	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Pas mensuel				
Part de variation >0	0,98	0,98	0,84	0,93
Part de variation <0	0,02	0,02	0,16	0,07
Moyenne IV	60,70	25,13	24,48	33,40
Médiane IV	55,47	20,34	14,77	24,90
Écart type IV	44,80	21,68	27,62	36,54
Pas trimestriel				
Part de variation >0	0,99	0,98	0,85	0,93
Part de variation <0	0,01	0,02	0,15	0,07
Moyenne IV	27,29	11,69	11,41	33,40
Médiane IV	24,82	9,59	7,13	24,90
Écart type IV	19,87	9,87	12,72	36,54
Pas annuel				
Part de variation >0	0,98	0,98	0,82	0,93
Part de variation <0	0,02	0,02	0,18	0,07
Moyenne IV	10,57	4,89	4,77	33,40
Médiane IV	9,48	4,20	3,39	24,90
Écart type IV	7,38	3,79	5,03	36,54

Un résultat important est que l'*option value* est, à partir du paramétrage choisi, presque toujours positive. Cela se comprend bien à partir des incitations financières au report pour les fonctionnaires : poursuivre son activité permet à la fois de toucher une année de plus un salaire important, et d'augmenter significativement sa pension. Dès lors, il est possible de se demander dans quelle mesure le modèle Stock and Wise dans sa version initiale (l'individu part en retraite quand son Option Value est négative) est pertinent pour la population étudiée. En effet, avec une application stricte du modèle de Stock and Wise, c'est-à-dire en faisant partir en retraite les individus quand l'Option Value est négative, nous prédirions un départ en retraite à l'âge limite pour la quasi totalité des individus.

Une objection immédiate est que nous avons utilisé des paramètres *ad hoc*, sans les estimer, et que d'autres valeurs pour les paramètres pourraient donner des résultats plus cohérents. Nous calculons, pour un sous-échantillon donné (les fonctionnaires actifs de catégories A du flux 2012), la proportion d'option value positives, en faisant varier la valeur des paramètres β , γ et κ . Les résultats sont portés au graphique 5.6, qui présente la proportion d'option value négative en fonction des trois paramètres. Il apparaît que pour avoir une proportion importante d'OV négatives (proche de 50 %, niveau atteint uniquement pour les graphique du bas et pour les plus hautes valeurs de κ), il faut avoir à la fois une préférence pour le présent très élevée (un taux d'actualisation au dessus de 30 %) et une préférence pour le loisir très haute (κ supérieur à 1,8). Ainsi, pour qu'il soit optimal de partir en retraite avant la date limite, il faut une forte dépréciation des revenus futurs (ainsi, l'augmentation de la pension issue du report est faiblement valorisée) et une forte valorisation des revenus perçus en inactivité (les pensions) par rapport au salaire.

Ces éléments confortent notre choix de ne pas avoir estimé le modèle Stock and Wise structurel sur les données du SRE, et d'envisager une version simplifiée de celui-ci (cf. chapitre suivant).

FIGURE 5.6 – Proportion d'option value négatives, en fonction des paramètres β , γ et κ .



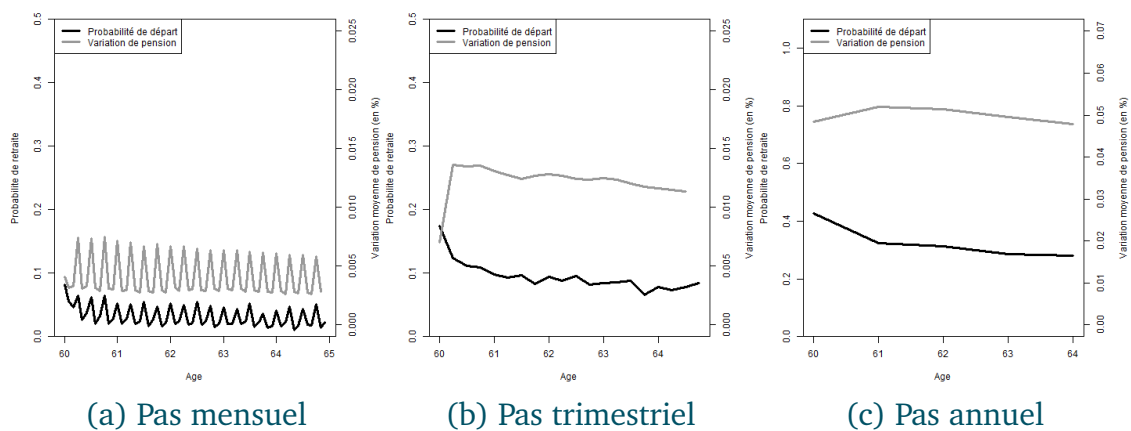
5.4 Estimations

5.4.1 Choix du pas de simulation

Dans cette partie, nous présentons les résultats des estimations pour les modèles IV. Nous reproduisons ici les résultats pour la variable *option value*⁴.

Le choix des pas de simulation privilégiés repose sur la comparaison des variations des incitations financières et des probabilités de départ en retraite, illustrée à la figure 5.7 pour les sédentaires de catégorie A. Il apparaît que les variations mensuelles des montants de pensions⁵ et les variations mensuelles de probabilités de départ sont fortement corrélées. Cela incite à estimer le modèle au pas mensuel, le seul présenté ici.

FIGURE 5.7 – Variation de pension et probabilité de départ, selon le pas (catégorie A sédentaire).



4. Tous les résultats sont repris dans le chapitre 7.

5. Il y a des pics aux trimestres ronds (60,25 ans, 60,5 ans, etc.) pour les incitations financières, qui s'expliquent sans doute en partie par l'effet de l'âge d'annulation de la décote, mais leur persistance pour les âges élevés s'explique moins bien.

5.4.2 Fonction publique sédentaire

Le tableau 5.5 présente les résultats des estimations pour les différentes sous-catégories de sédentaires pour le pas mensuel. La variable d'incitation financière (l'OV ici) est significative et du signe attendu : plus l'OV est grande (c'est-à-dire plus l'incitation à reporter le départ en retraite est importante), moins la probabilité de liquider est importante⁶.

L'effet du SSW est négatif, ce qui est contraire à l'effet attendu : un patrimoine retraite important devrait inciter à partir en retraite plus tôt. Il s'agit vraisemblablement d'un effet de sélection : les individus ayant un SSW élevé sont également les individus les plus productifs et ceux partant le plus tard en retraite (parce qu'ils ont une désutilité de travail moindre ou sont plus souvent encouragés à rester en emploi). Notons que ce résultat apparaît également dans les autres travaux de ce type sur données françaises (Mahieu et Walraet, 2005 ; Mahieu et Blanchet, 2004).

Nous trouvons à nouveau un effet négatif pour l'âge, comme pour le modèle « taux plein » et comme Mahieu et Walraet (2005). Nous retrouvons les signes du chapitre précédent pour les autres variables explicatives.

Les graphiques 5.8 à 5.11 comparent, pour chaque catégorie, les distributions de départs en retraite, les probabilités de départ en retraite par âge, les fonctions de répartitions et la distribution des taux de remplacement à liquidation. De manière générale, le modèle semble sous-estimer les départs autour de l'âge d'ouverture des droits et surestimer les départs dans les âges moyens (entre 60,5 et 62 ans). Cela peut s'expliquer de la manière suivante : nous avons constaté dans l'analyse descriptive que les *option values* étaient très élevées au moment de l'âge d'ouverture des droits (graphique 5.5), ce qui conduit à réduire la probabilité de départ en retraite à l'âge d'ouverture des droits.

De manière générale, pour chacune des sous-catégories le modèle prédit convenablement les comportements de départ en retraite, en particulier pour les catégories A. Cependant, notons que, comme pour le modèle « taux plein » étudié dans

6. La magnitude de l'effet apparaît fort, mais c'est simplement le résultat d'une variation de la mesure d'OV exprimée en 10 000 euros.

le chapitre précédent, le modèle ne semble pas rendre compte des variations importantes dans les probabilités de départ en retraite entre 62 et 63 ans pour les fonctionnaires de catégorie B et C.

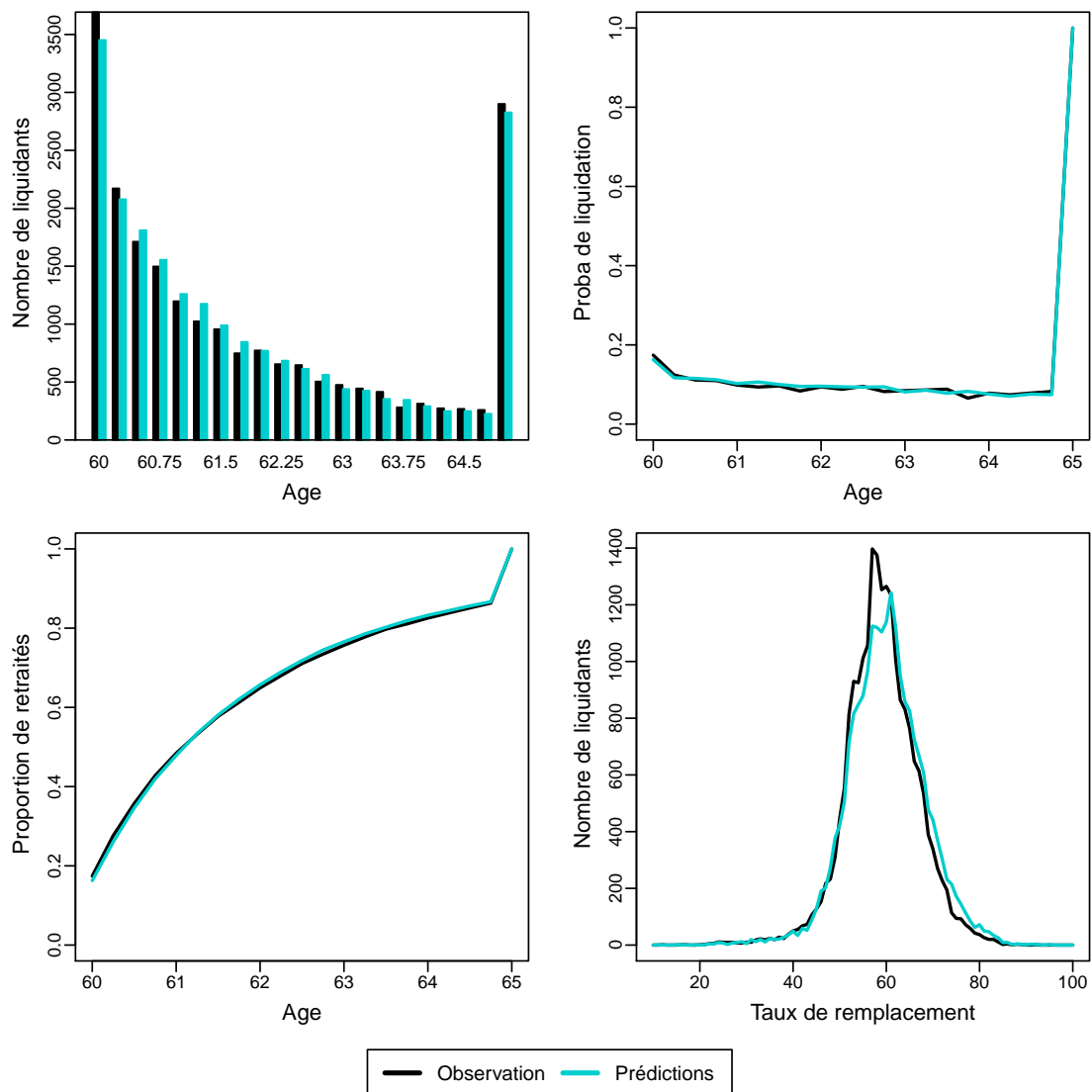
TABLEAU 5.5 – Estimation du modèle *option value* (Sédentaires, pas mensuel).

	Catégorie A (1)	Catégorie B (2)	Catégorie C (3)	Enseignants (4)
Constante	7,97*** (0,23)	9,89*** (0,36)	10,50*** (0,35)	10,93*** (0,17)
OV (x10000)	-647,43*** (17,72)	-526,16*** (29,23)	-247,59*** (25,70)	-545,21*** (14,34)
SSW (x100000)	-0,05*** (0,01)	-0,12*** (0,01)	-0,10*** (0,01)	-0,05*** (0,00)
Âge	-0,15*** (0,00)	-0,22*** (0,01)	-0,21*** (0,01)	-0,19*** (0,00)
Salaire (x10000)	0,06 (0,06)	7,12*** (0,25)	3,20*** (0,18)	-0,68*** (0,07)
AOD	0,59*** (0,01)	0,79*** (0,01)	1,32*** (0,01)	0,61*** (0,01)
Mauvaise santé	0,10*** (0,03)	0,04 (0,02)	0,00 (0,02)	0,11*** (0,01)
Sexe (ref : homme)	0,23*** (0,01)	0,36*** (0,02)	0,26*** (0,01)	0,31*** (0,01)
Marié	0,13*** (0,01)	0,21*** (0,01)	0,23*** (0,01)	0,12*** (0,01)
Avec enfant	0,00 (0,01)	0,04** (0,01)	0,00 (0,01)	0,06*** (0,01)
AIC	151216,24	109405,53	127952,53	337542,48
BIC	151327,29	109509,19	128055,96	337657,80
Log Likelihood	-75598,12	-54692,76	-63966,27	-168761,24
Deviance	151196,24	109385,53	127932,53	337522,48
Num. obs.	491186	234809	229312	753437

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

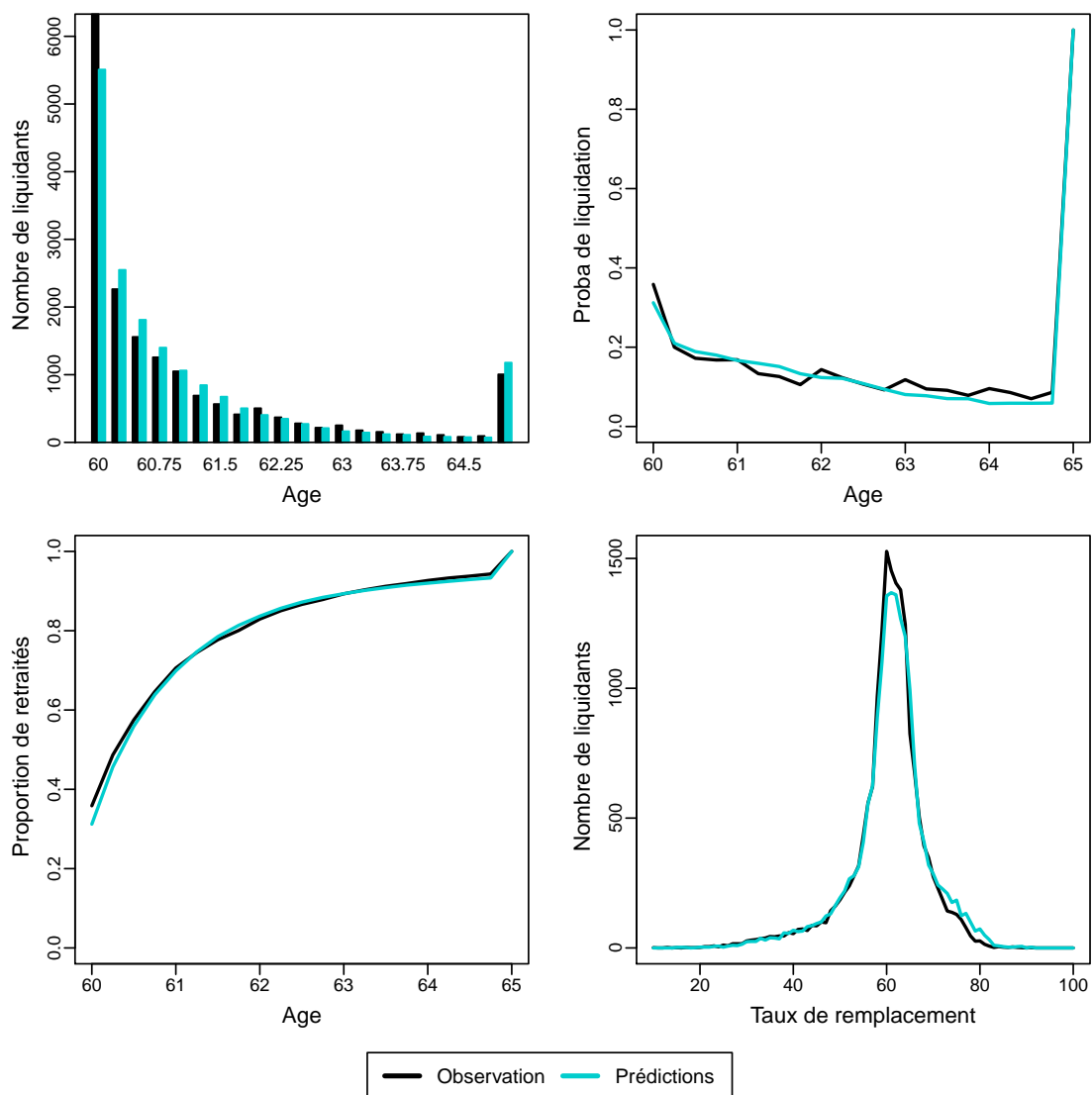
SOURCES : Données SRE, flux 2006-2012.

FIGURE 5.8 – Modèle *option value* (Sédentaires de catégorie A, pas mensuel).



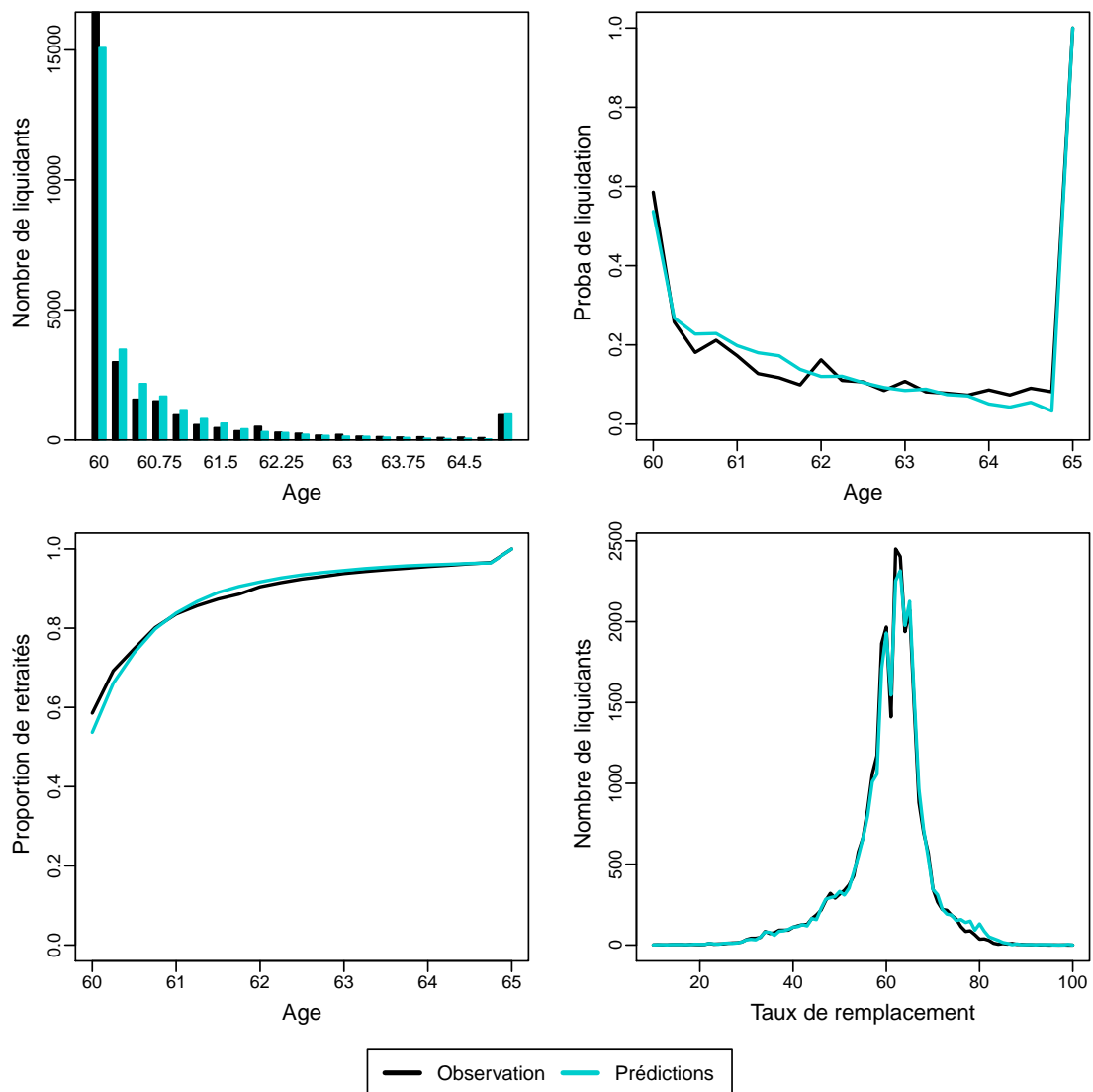
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 5.9 – Modèle *option value* (Sédentaires de catégorie B, pas mensuel).



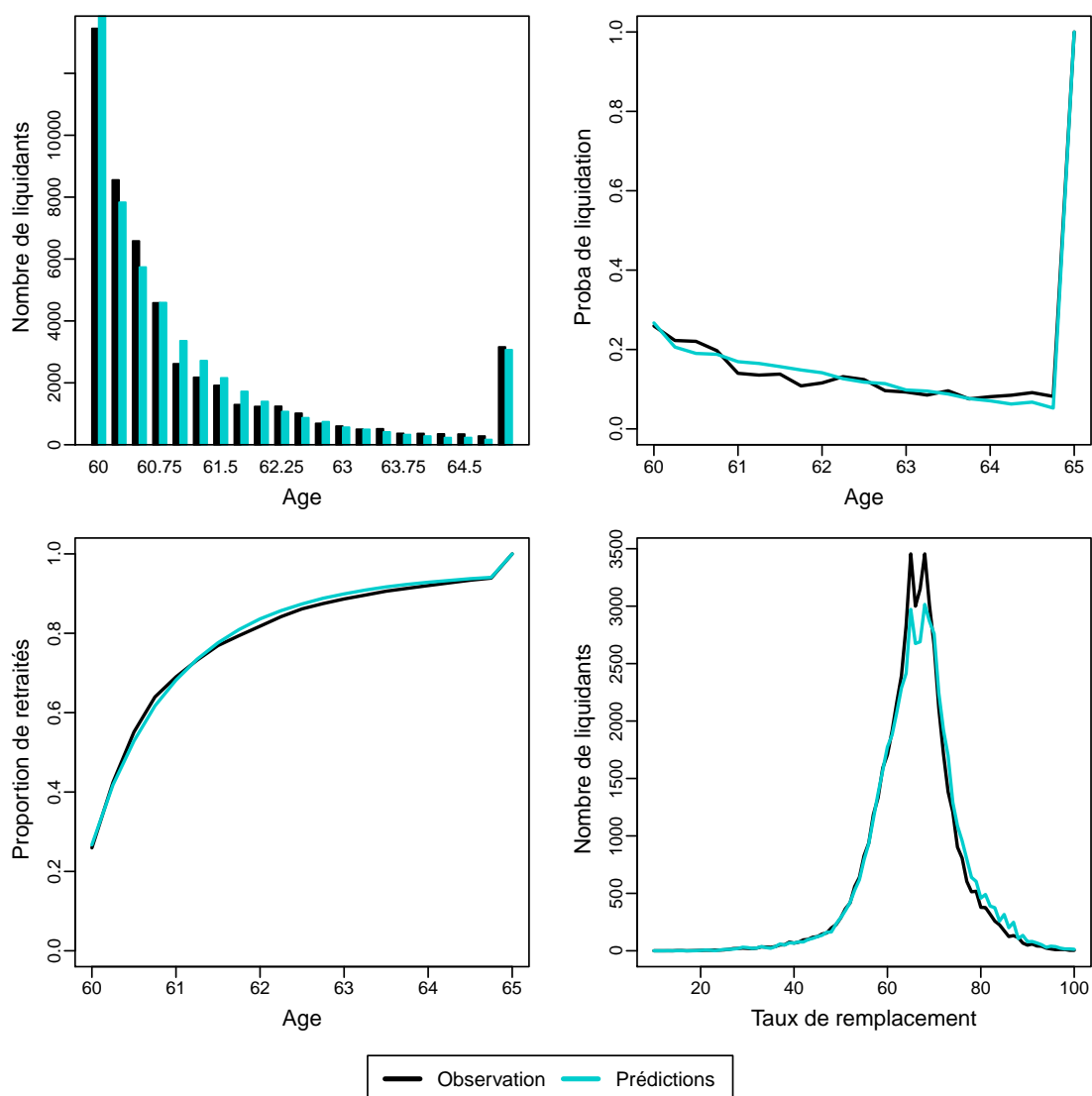
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 5.10 – Modèle *option value* (Sédentaires de catégorie C, pas mensuel).



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 5.11 – Modèle *option value* (Sédentaires enseignants, pas mensuel).



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

5.4.3 Fonction publique active

Les résultats des estimations pour les différentes sous-populations des fonctionnaires actifs sont regroupés au tableau 5.6.

TABLEAU 5.6 – Estimation du modèle *option value* (Actifs, pas mensuel).

	Catégorie A et B (1)	Catégorie C (2)	Enseignants (3)	Super-actifs (4)
Constante	-6,98*** (0,14)	-4,22*** (0,18)	-8,94*** (0,11)	-15,73*** (0,13)
OV (x10000)	0,25*** (0,05)	0,01 (0,02)	0,16*** (0,02)	0,05* (0,02)
SSW (x100000)	-0,01* (0,00)	-0,01* (0,00)	0,00* (0,00)	0,00 (0,00)
Age	0,09*** (0,00)	0,04*** (0,00)	0,11*** (0,00)	0,26*** (0,00)
Salaire (x10000)	-0,15*** (0,04)	1,49*** (0,08)	2,97*** (0,07)	-1,06*** (0,03)
AOD	0,53*** (0,04)	0,90*** (0,01)	0,38*** (0,01)	0,76*** (0,02)
Mauvaise santé	0,07* (0,03)	-0,01 (0,02)	0,09*** (0,01)	0,17*** (0,02)
Sexe (ref : homme)	0,02 (0,02)	0,03 (0,02)	0,11*** (0,01)	0,00 (0,02)
Marié	0,02 (0,02)	-0,03** (0,01)	0,12*** (0,01)	-0,01 (0,01)
Avec enfant	-0,02 (0,02)	-0,07*** (0,01)	0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)
AIC	47052,16	138743,17	315802,85	172067,75
BIC	47156,08	138849,02	315918,90	172185,89
Log Likelihood	-23516,08	-69361,59	-157891,42	-86023,87
Deviance	47032,16	138723,17	315782,85	172047,75
Num. obs.	240826	291910	810654	998908

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

SOURCES : Données SRE, flux 2006-2012.

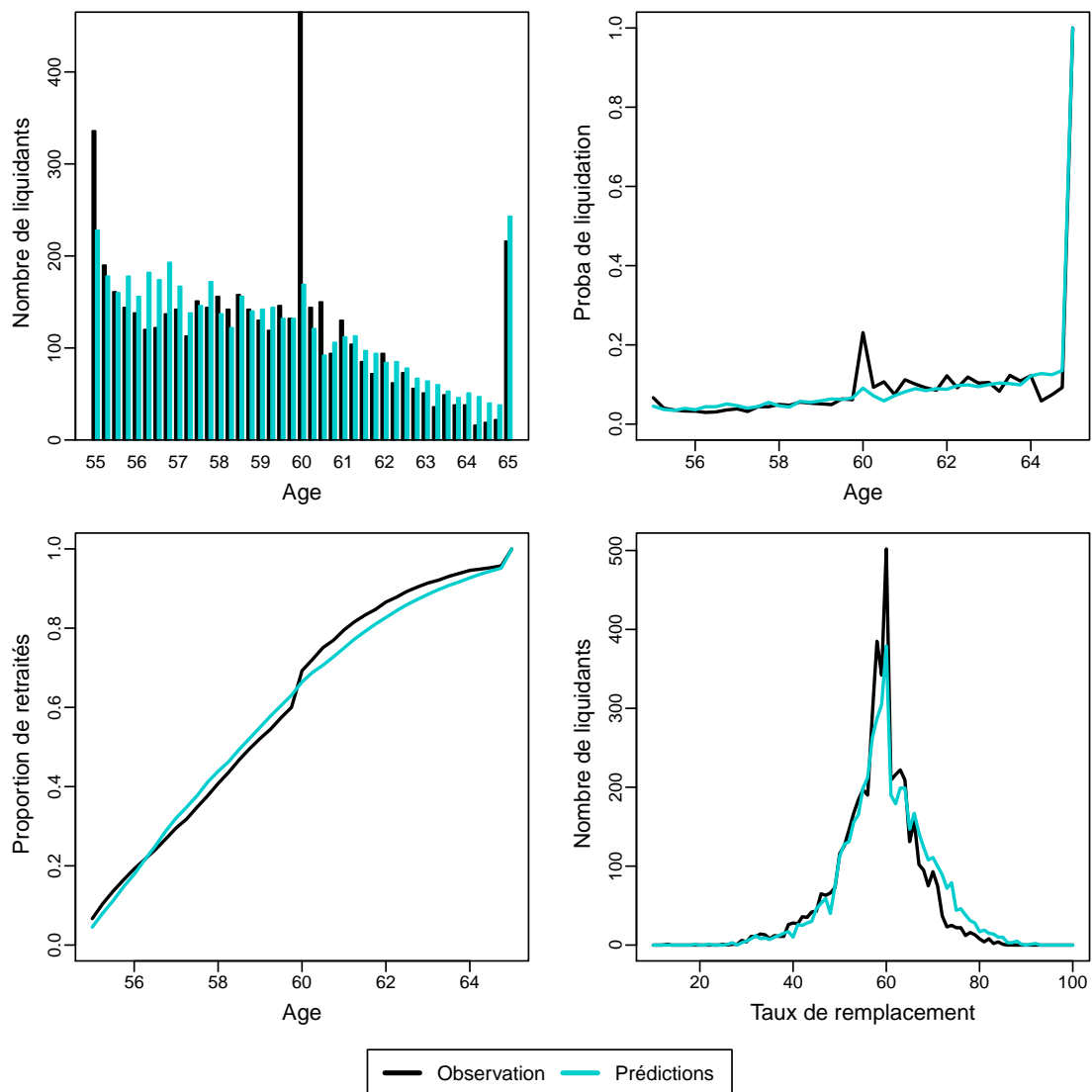
La variable d'incitation financière est à nouveau significative et de sens attendu, de magnitude supérieure à ce que l'on observe pour les fonctionnaires sédentaires, en particulier pour les catégories C, les enseignants et les super actifs.

Au contraire de ce que l'on observait pour le modèle « taux plein », le signe de la variable d'âge est négatif (sauf pour les catégories A et B). Pour le reste des

variables, on retrouve globalement des résultats similaires à ce que l'on obtient pour le modèle « taux plein ».

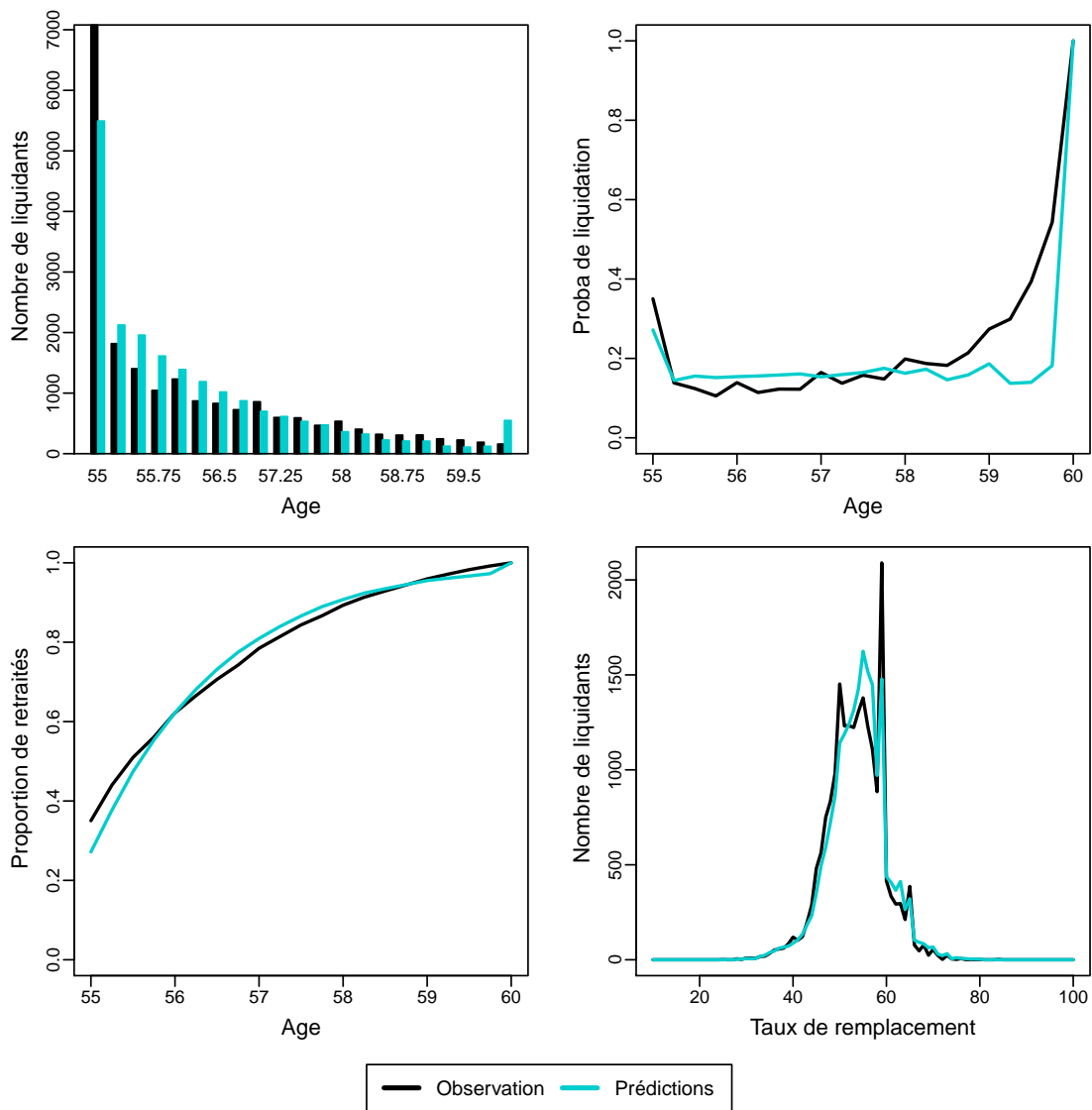
Sur les graphiques 5.12 à 5.15, nous retrouvons comme pour les sédentaires une sous-estimation des départs à l'âge d'ouverture des droits. Comme pour le modèle « taux plein », la croissance des probabilités de départs dans l'année précédent l'âge limite n'est pas bien prédite, et ce malgré une baisse des OV (cf. graphique 5.5) qui devrait augmenter la probabilité de départ en retraite. De manière générale, la capacité prédictive du modèle est assez décevante pour les catégorie C et les enseignants, au vu de la concordance apparente entre l'évolution des incitations financières au maintien en activité (OV fortes au départ, faibles à la fin) et la forme des probabilités de départs en retraites (faibles au départ, fortes à la fin). Le signe négatif de la variable d'âge semble jouer ici un rôle important, poussant à la baisse les probabilité de départ aux âges élevés.

FIGURE 5.12 – Modèle *option value* (Actifs de catégorie A et B, pas mensuel).



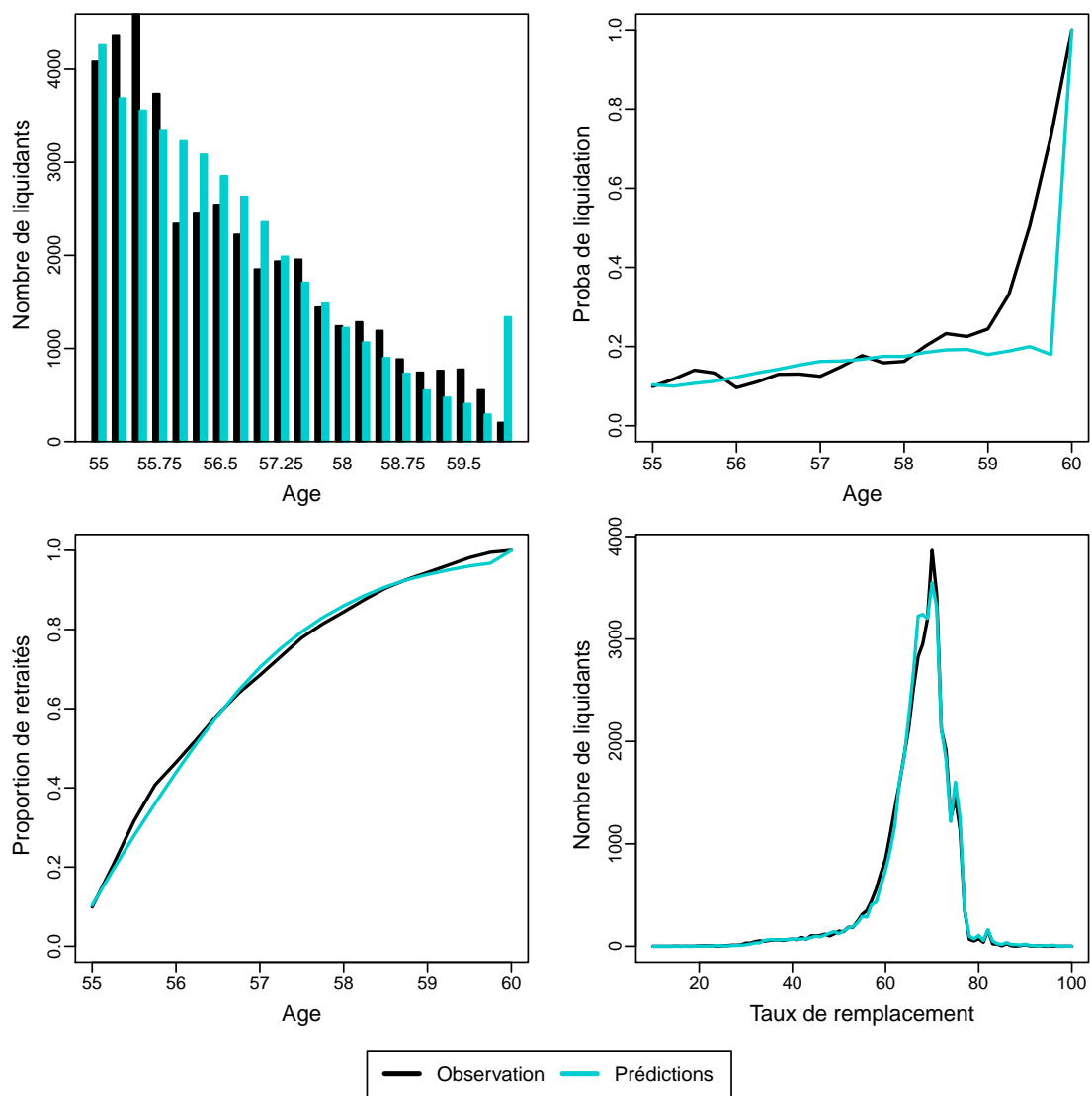
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 5.13 – Modèle *option value* (Actifs de catégorie C, pas mensuel).



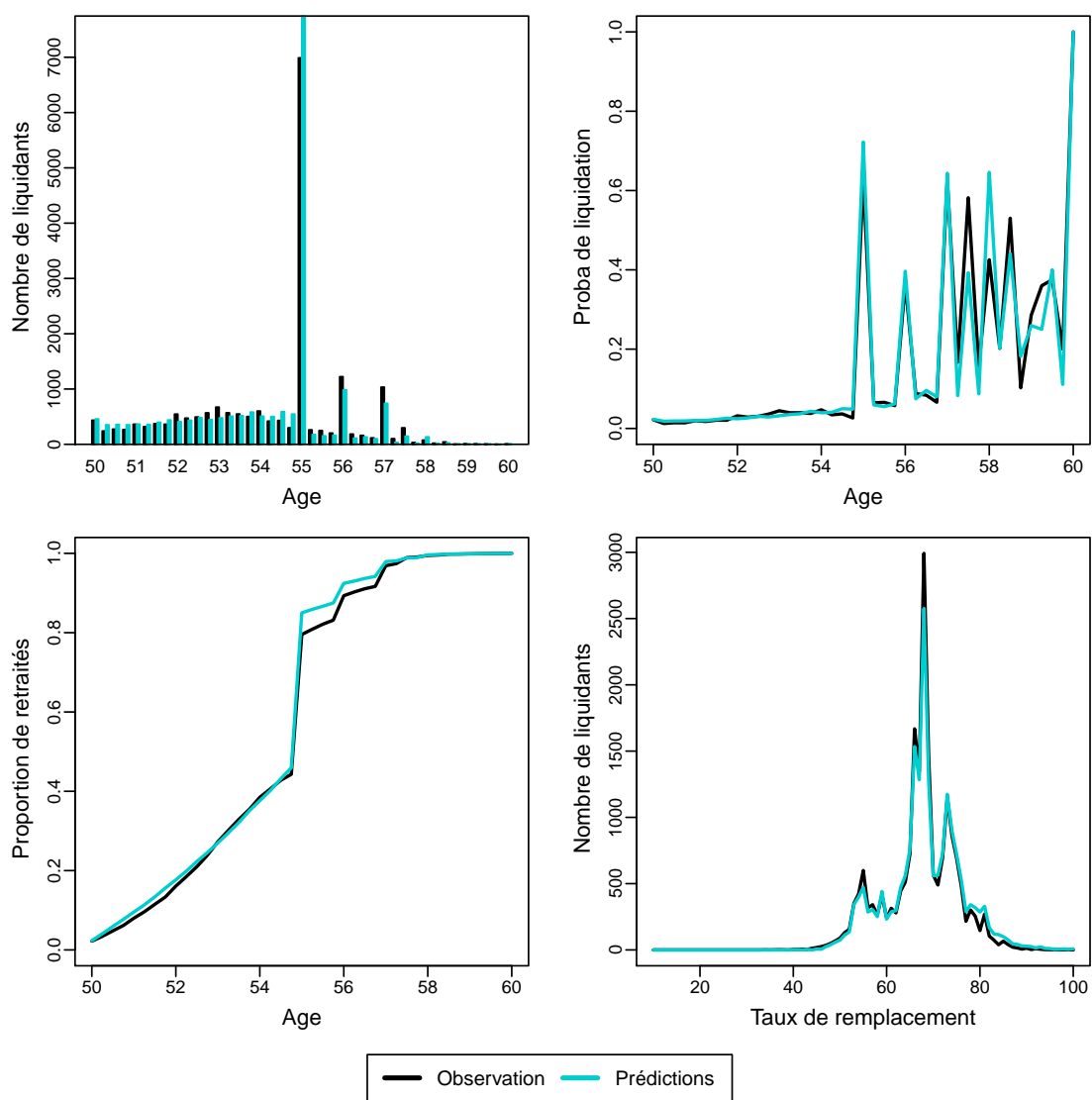
Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 5.14 – Modèle *option value* (Actifs enseignants, pas mensuel).



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

FIGURE 5.15 – Modèle *option value* (Super actifs, pas mensuel).



Champs : Données SRE, flux 2006 à 2012.

5.5 Tests d'adéquation

5.5.1 Fonction publique sédentaire

5.5.1.1 Tableaux récapitulatifs

Les tableaux 5.7, 5.8, et 5.9 présentent les mesures d'adéquation pour les prédictions du modèle IV. Vu la proximité des résultats pour les pas mensuels et annuels, nous présentons uniquement les résultats pour le pas mensuel. Nous présentons les résultats pour les trois mesures d'incitations financières utilisées : l'*accrual*, la *peak value*, et l'*option value*. Les prédictions sont obtenues à partir du modèle présenté dans la partie précédente.

5.5.1.2 Analyse par cohorte

Comme pour le modèle « taux plein », nous appliquons un test d'adéquation sur un stock recomposé de générations qui sont complètement parties en retraite. Nous pouvons ainsi comparer, pour les fonctionnaires nés en 1946 et 1947, les dépenses de pension générées par les départs en retraite progressifs de ce stock. Le tableau 5.10 présente les dépenses totales par âge (à l'année de liquidation) pour les générations étudiées. Nous retrouvons certains éléments des analyses précédentes : une prédiction bonne pour l'ensemble des catégories, spécialement pour les fonctionnaires de catégorie C malgré une sous-prédiction des départs à 62 ans. L'adéquation des dépenses par âge induit une bonne prédiction des dépenses totales pour les retraites des fonctionnaires des générations étudiées, ce qui est confirmé par les graphiques à la figure 5.16 présentant les dépenses totales par année pour les générations 1946 et 1947. Nous obtenons des résultats assez bons pour toutes les sous-catégories : même quand la prédiction des dépenses n'est pas exacte par année (par exemple pour la catégorie A, on sous-estime puis surestime les dépenses), on retrouve en fin de période un niveau de dépenses agrégées proche entre observations et prédictions.

TABLEAU 5.7 – Adéquation des modèles : Accrual (Sédentaires, pas mensuel).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Âge moyen				
Observé	61,95	61,13	60,71	61,23
Simulé	61,88	61,14	60,68	61,17
Différence (pct)	0,11	-0,01	0,05	0,09
Écart moyen	1,86	1,31	0,90	1,36
Âge médian				
Observé	61,33	60,50	60,17	60,58
Simulé	61,33	60,58	60,17	60,67
Différence (pct)	0,00	-0,14	0,00	-0,14
Écart moyen	1,42	0,75	0,33	0,75
Pension moyenne				
Observée	36076,00	20952,00	19257,00	32741,00
Simulée	35775,00	20910,00	19231,00	32627,00
Différence (pct)	0,83	0,20	0,14	0,35
Écart moyen	3525,00	1492,00	908,00	2471,00
Pension médiane				
Observée	33668,00	21251,00	18428,00	31780,00
Simulée	33649,00	21245,00	18421,00	31783,00
Différence (pct)	0,06	0,03	0,04	-0,01
Écart moyen	2549,00	885,00	270,00	1314,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,47	0,38	0,06	0,51
Simulé	0,40	0,31	0,09	0,42
Différence (pct)	16,09	17,20	-47,04	18,62
χ^2 âge	50.50	54.44	158.32	296.22
χ^2 pension	33.02	16.12	105.04	260.17
R^2	3.12	8.87	23.40	6.23

TABLEAU 5.8 – Adéquation des modèles : Peak (Sédentaires, pas mensuel).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Âge moyen				
Observé	61,95	61,13	60,71	61,23
Simulé	61,87	61,13	60,68	61,16
Différence (pct)	0,12	-0,01	0,04	0,11
Écart moyen	1,81	1,26	0,88	1,30
Âge médian				
Observé	61,33	60,50	60,17	60,58
Simulé	61,25	60,58	60,17	60,67
Différence (pct)	0,14	-0,14	0,00	-0,14
Écart moyen	1,33	0,67	0,33	0,75
Pension moyenne				
Observée	36076,00	20952,00	19257,00	32741,00
Simulée	36163,00	21008,00	19276,00	32778,00
Différence (pct)	-0,24	-0,27	-0,10	-0,11
Écart moyen	3176,00	1435,00	889,00	2315,00
Pension médiane				
Observée	33668,00	21251,00	18428,00	31780,00
Simulée	33768,00	21326,00	18445,00	31904,00
Différence (pct)	-0,29	-0,35	-0,09	-0,39
Écart moyen	2249,00	805,00	256,00	1214,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,47	0,38	0,06	0,51
Simulé	0,42	0,35	0,10	0,44
Différence (pct)	10,55	7,21	-55,54	14,66
χ^2 âge	32,15	68,96	166,94	268,67
χ^2 pension	37,40	17,00	81,38	214,07
R^2	5,13	10,13	24,22	7,63

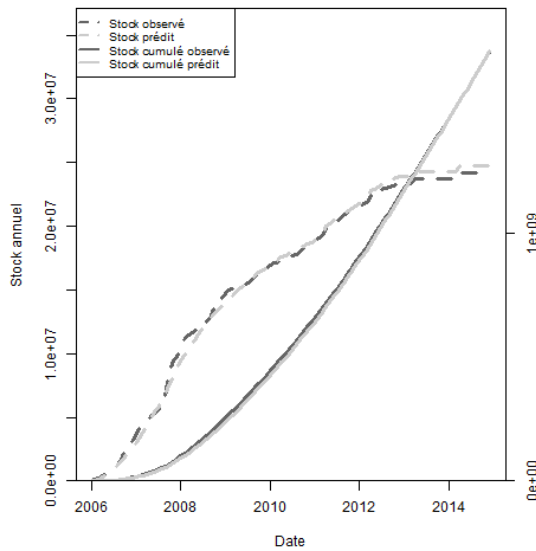
TABLEAU 5.9 – Adéquation des modèles : OV (Sédentaires, pas mensuel).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Âge moyen				
Observé	61,95	61,13	60,71	61,23
Simulé	61,90	61,14	60,68	61,18
Différence (pct)	0,07	-0,01	0,04	0,08
Écart moyen	1,83	1,30	0,89	1,34
Âge médian				
Observé	61,33	60,50	60,17	60,58
Simulé	61,33	60,58	60,17	60,67
Différence (pct)	0,00	-0,14	0,00	-0,14
Écart moyen	1,42	0,75	0,33	0,75
Pension moyenne				
Observée	36076,00	20952,00	19257,00	32741,00
Simulée	36134,00	20947,00	19237,00	32741,00
Différence (pct)	-0,16	0,02	0,10	0,00
Écart moyen	3287,00	1486,00	905,00	2417,00
Pension médiane				
Observée	33668,00	21251,00	18428,00	31780,00
Simulée	33853,00	21248,00	18419,00	31853,00
Différence (pct)	-0,55	0,02	0,05	-0,23
Écart moyen	2363,00	874,00	265,00	1286,00
Coefficient de corrélation				
Observé	0,47	0,38	0,06	0,51
Simulé	0,41	0,34	0,09	0,43
Différence (pct)	13,19	10,40	-38,42	15,37
χ^2 âge	26,36	97,42	165,76	297,11
χ^2 pension	22,07	17,43	90,55	243,64
R^2	4,13	9,17	23,43	6,78

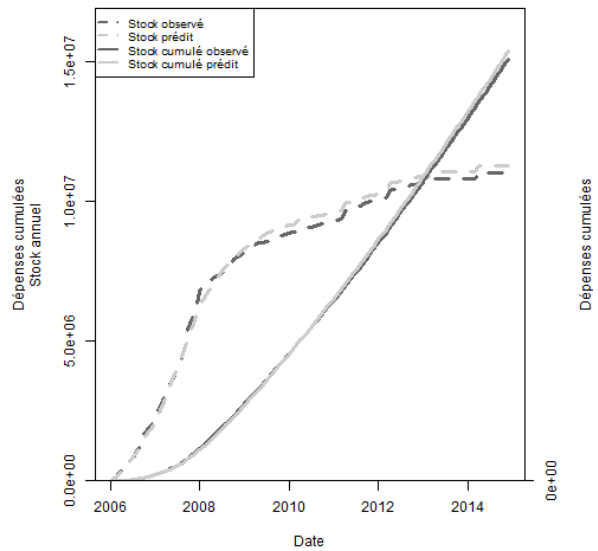
TABLEAU 5.10 – Projection des masses de pension pour les générations 1946-1947 (OV, sédentaires, pas mensuel).

Age	60	61	62	63	64	65	total
Année (1946)	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
Année (1947)	2007	2008	2009	2010	2011	2012	
Catégorie A							
Observé	111,32	46,20	29,87	22,64	17,64	38,76	266,41
Prédit	102,10	54,65	33,24	20,81	14,60	40,70	266,08
Diff. (en abs.)	9,22	-8,45	-3,36	1,83	3,04	-1,94	0,33
Diff. (en pct)	8,28	-18,29	-11,26	8,09	17,22	-5,02	0,12
Catégorie B							
Observé	78,20	16,88	8,05	4,62	4,30	9,62	121,68
Prédit	75,47	20,77	8,68	4,37	2,59	9,66	121,54
Diff. (en abs.)	2,73	-3,89	-0,64	0,26	1,71	-0,03	0,14
Diff. (en pct)	3,49	-23,01	-7,90	5,57	39,69	-0,35	0,12
Catégorie C							
Observé	160,78	14,17	7,95	3,80	2,84	5,93	195,47
Prédit	157,34	19,29	7,12	3,20	1,45	6,70	195,10
Diff. (en abs.)	3,44	-5,12	0,83	0,60	1,40	-0,78	0,36
Diff. (en pct)	2,14	-36,09	10,42	15,70	49,09	-13,13	0,19
Enseignant							
Observé	390,39	89,70	45,74	24,64	20,95	35,10	606,52
Prédit	361,53	114,06	48,68	26,02	13,10	43,07	606,48
Diff. (en abs.)	28,86	-24,36	-2,94	-1,38	7,84	-7,97	0,05
Diff. (en pct)	7,39	-27,16	-6,43	-5,61	37,44	-22,71	0,01

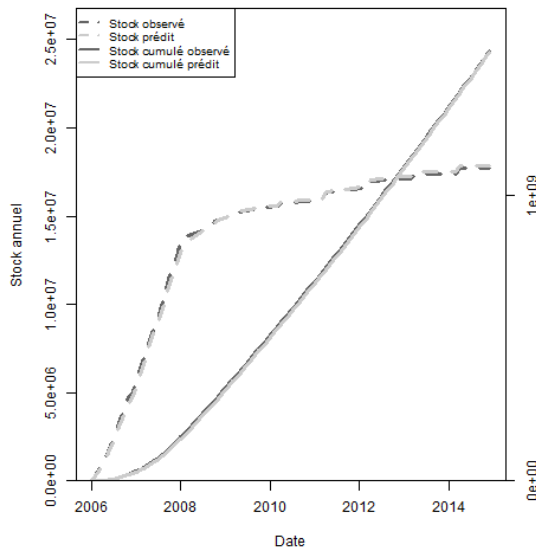
FIGURE 5.16 – Dépenses pour les générations 1946 et 1947 (sédentaires, OV, pas mensuel).



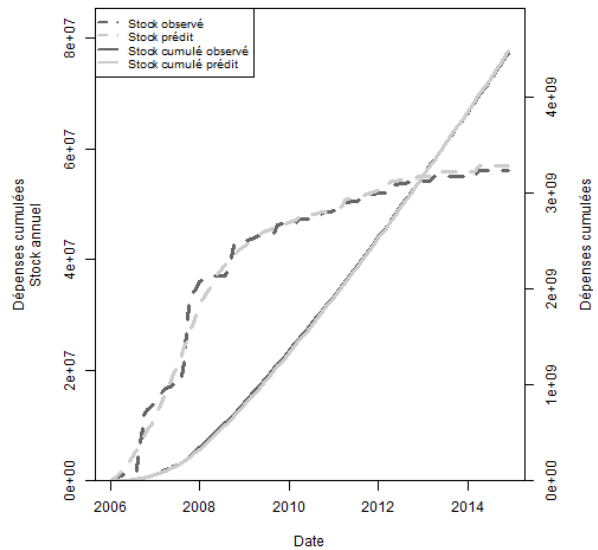
(a) Catégorie A



(b) Catégorie B



(c) Catégorie C



(d) Enseignants

5.5.1.3 Effet des réformes

Les tableaux 5.12 et 5.13 présentent les effets des trois réformes simulées (baisse de la pension, hausse de la durée de référence pour le calcul du taux de pension, relèvement de l'âge d'annulation de la décote). Ce test implique de recalculer les valeurs des variables d'incitation avec les niveaux de pensions simulés des réformes.

L'effet des réformes n'est pas prévisible *a priori*, étant donné que les différentes variables explicatives peuvent avoir des effets contraires : toute réforme diminuant le montant de pension à un âge donné diminue également le *SSW* (cf. tableau 5.11), et vu le signe négatif qui ressort des estimations cela pousse à la hausse la probabilité de départ en retraite à un âge donné et donc à la baisse l'âge moyen de départ en retraite. Pour l'*option value*, l'effet d'une réforme n'est pas forcément univoque : d'une part, la baisse de la pension induite par la réforme augmente la valeur relative du salaire et donc le gain à repousser son départ en retraite, ce qui pousse l'OV à la hausse (cet effet joue à plein pour la réforme R1) ; d'autre part, l'augmentation de la pension associée à un report est moins importante, l'OV diminue.

TABLEAU 5.11 – Impact des scénarios de réforme sur les mesures d'IV.

Indicateurs	Réforme 1	Réforme 2	Réforme 3
Variation de l'OV (en pct)			
Moyenne	0,11	-0,11	-0,06
Médiane	0,10	0,02	0,00
D1	0,06	-0,32	0,00
D9	0,16	0,06	0,11
Variation du SSW (en pct)			
Moyenne	-0,10	-0,07	-0,00
Médiane	-0,10	-0,06	0,00
D1	-0,10	-0,11	0,00
D9	-0,10	-0,03	0,00

TABLEAU 5.12 – Effet des réformes OV (Sédentaires, pas mensuel).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	0,18	0,04	0,00	0,09
Effet âge (en abs.)	0,11	0,02	0,00	0,06
Effet pension (en pct)	-9,42	-9,92	-9,99	-9,71
Effet pension (en abs.)	-3476,98	-2117,62	-1989,04	-3301,79
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0,08	0,00	3,25	-0,07
Effet âge (en abs.)	-0,06	0,00	1,98	-0,04
Effet pension (en pct)	-6,11	-4,45	8,42	-5,11
Effet pension (en abs.)	-2287,88	-961,08	1675,93	-1861,11
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	0,18	-0,01	3,23	0,09
Effet âge (en abs.)	0,11	-0,01	1,97	0,06
Effet pension (en pct)	0,13	-0,30	13,57	-0,34
Effet pension (en abs.)	49,23	-63,50	2702,10	-116,81

TABLEAU 5.13 – Effet des réformes OV (Sédentaires, pas annuel).

Indicateur	Catégorie A	Catégorie B	Catégorie C	Enseignant
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	0,10	0,01	0,01	0,16
Effet âge (en abs.)	0,06	0,00	0,01	0,10
Effet pension (en pct)	-9,81	-9,97	-9,93	-9,43
Effet pension (en abs.)	-3503,75	-2082,38	-1945,45	-3102,30
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	0,02	-0,07	3,39	0,03
Effet âge (en abs.)	0,01	-0,05	2,05	0,02
Effet pension (en pct)	-6,01	-4,53	8,20	-5,01
Effet pension (en abs.)	-2193,52	-969,19	-1606,63	-1705,62
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0,07	-0,13	3,46	0,16
Effet âge (en abs.)	-0,04	-0,08	2,09	0,10
Effet pension (en pct)	-0,78	-0,66	13,46	-0,03
Effet pension (en abs.)	-277,41	-137,74	2636,49	-8,29

5.5.2 Fonction publique active

5.5.2.1 Tableaux récapitulatifs

Les tableaux 5.14 et 5.15 présentent les mesures d'adéquation pour les prédictions pour le modèle au pas mensuel et au pas annuels pour les fonctionnaires actifs. Comme pour le modèle « taux plein », les âges moyens et médians sont proches entre observations et prédictions. La prévision des pensions semble bonne, et les coefficients de corrélation sont plutôt bien prédits, à la fois mieux que pour les sédentaires et mieux que pour les actifs dans le modèle « taux plein ». Cela suggère à nouveau que les fonctionnaires actifs sont sensibles aux incitations financières du système de retraite. Parmi les différentes sous-populations, il semble que les résultats sont meilleurs pour les fonctionnaires de catégorie C, et pour les super actifs.

5.5.2.2 Analyse par cohorte

Comme pour le modèle « taux plein », nous sous-estimons assez fortement les dépenses de retraites pour les générations étudiées, pour toutes les sous-populations. Cela s'explique par une forte sous-estimation des dépenses de retraite pour les premières années, à 55 et 56 ans (50 et 51 ans pour les super actifs), qui se répercutent sur les années suivantes malgré une surestimation des dépenses pour les âges élevés.

5.5.2.3 Effet des réformes

L'effet des réformes simulées figure aux tableaux 5.17 et 5.18. Contrairement à ce que l'on observait pour le modèle « Taux plein », pour lequel les réformes n'avaient aucun effet sur les âge de départ en retraite, nous obtenons ici une réponse comportementale aux réformes, pour les fonctionnaires actifs de catégories A et B. Celle-ci est cependant contraire à ce qui est attendu : l'âge de liquidation baisse avec la réforme. Cela s'explique par le signe négatif de la variable SSW : les réformes diminuant le SSW , augmente ainsi la probabilité de départ à âge donné. Pour les autres catégories d'actifs, l'effet des réforme est faible et de signe contraire à ce que l'on attend.

TABLEAU 5.14 – Adéquation des modèles : OV (FPA, pas mensuel)

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Age moyen				
Observé	59.08	56.22	56.66	54.31
Simulé	59.02	56.23	56.71	54.01
Différence (pct)	0.10	-0.01	-0.09	0.54
Ecart moyen	2.95	1.34	1.43	1.66
Age médian				
Observé	59.00	55.67	56.33	55.08
Simulé	58.83	55.83	56.42	54.42
Différence (pct)	0.28	-0.30	-0.15	1.21
Ecart moyen	2.58	1.00	1.17	1.42
Pension moyenne				
Observée	25292.00	15832.00	25029.00	26517.00
Simulée	24860.00	15748.00	24516.00	25990.00
Différence (pct)	1.71	0.53	2.05	1.99
Ecart moyen	2838.00	799.00	1721.00	1565.00
Pension médiane				
Observée	22007.00	15519.00	24960.00	24769.00
Simulée	22131.00	15514.00	24734.00	24390.00
Différence (pct)	-0.57	0.03	0.90	1.53
Ecart moyen	1969.00	540.00	1234.00	1055.00
Coefficient de corrélation				
Observé	0.41	0.13	0.38	0.47
Simulé	0.29	0.08	0.20	0.36
Différence (pct)	30.71	42.94	46.70	22.66
χ^2 âge	141.79	398.85	1106.37	3878.36
χ^2 pension	24.29	32.55	982.70	246.57
R^2	2.60	4.60	1.97	10.55

TABLEAU 5.15 – Adéquation des modèles : OV (FPA, pas annuel)

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Age moyen				
Observé	58.69	55.89	56.22	54.03
Simulé	59.01	56.17	56.49	53.94
Différence (pct)	-0.56	-0.49	-0.49	0.16
Ecart moyen	3.18	1.34	1.47	1.76
Age médian				
Observé	59.00	55.00	56.00	55.00
Simulé	59.00	56.00	56.00	54.00
Différence (pct)	0.00	-1.82	0.00	1.82
Ecart moyen	3.00	1.00	1.00	1.00
Pension moyenne				
Observée	24669.00	15585.00	24363.00	26049.00
Simulée	24863.00	15732.00	24255.00	25878.00
Différence (pct)	-0.78	-0.94	0.44	0.66
Ecart moyen	2953.00	744.00	1754.00	1523.00
Pension médiane				
Observée	21606.00	15293.00	24343.00	24238.00
Simulée	22234.00	15431.00	24455.00	24281.00
Différence (pct)	-2.91	-0.90	-0.46	-0.18
Ecart moyen	2196.00	530.00	1383.00	995.00
Coefficient de corrélation				
Observé	0.41	0.12	0.37	0.46
Simulé	0.27	0.12	0.25	0.38
Différence (pct)	33.53	2.89	32.05	17.08
χ^2 âge	91.25	528.80	1397.18	3082.38
χ^2 pension	60.13	71.24	442.58	91.67
R^2	5.26	3.19	5.52	20.61

TABLEAU 5.16 – Projection des masses de pension pour les générations 1946-1947 (actifs, OV, pas mensuel).

Age	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	total
Catégories A et B												
Observé	7,09	4,39	3,49	3,52	3,33	5,54	1,17	0,02	0,00	0,00	0,00	28,55
Prédit	3,60	3,08	3,10	3,83	3,32	4,02	2,96	2,31	1,65	1,04	0,55	29,46
Diff. (en abs.)	3,48	1,31	0,38	-0,31	0,02	1,52	-1,79	-2,30	-1,65	-1,04	-0,55	-0,92
Diff. (en pct)	49,14	29,78	11,04	-8,78	0,53	27,50	-152,51	-14341,11	-Inf	-Inf	-Inf	-3,12
Catégorie C												
Observé	91,88	29,10	13,61	3,53	0,51	1,22	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	139,85
Prédit	75,90	32,02	16,94	8,59	4,17	3,16	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	140,78
Diff. (en abs.)	15,98	-2,92	-3,33	-5,05	-3,66	-1,94	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,93
Diff. (en pct)	17,39	-10,04	-24,49	-143,09	-721,53	-158,32						-0,66
Enseignants												
Observé	193,22	90,65	53,73	35,00	24,78	1,76	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	399,13
Prédit	142,35	107,92	72,03	42,39	20,76	10,27	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	395,72
Diff. (en abs.)	50,86	-17,27	-18,30	-7,39	4,02	-8,51	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	3,41
Diff. (en pct)	26,32	-19,05	-34,07	-21,11	16,22	-484,45						0,86
Super actifs												
Observé	10,57	12,50	9,65	13,82	15,13	35,86	4,51	0,00	0,00	0,00	0,00	102,04
Prédit	3,73	5,84	11,11	16,79	23,78	38,06	2,66	0,30	0,00	0,00	0,00	102,27
Diff. (en abs.)	6,84	6,66	-1,46	-2,97	-8,65	-2,19	1,84	-0,30	0,00	0,00	0,00	-0,22
Diff. (en pct)	64,72	53,27	-15,09	-21,48	-57,17	-6,11	40,90	-Inf				-0,22

FIGURE 5.17 – Dépenses pour les générations 1946 et 1947 (actifs, OV, pas mensuel).

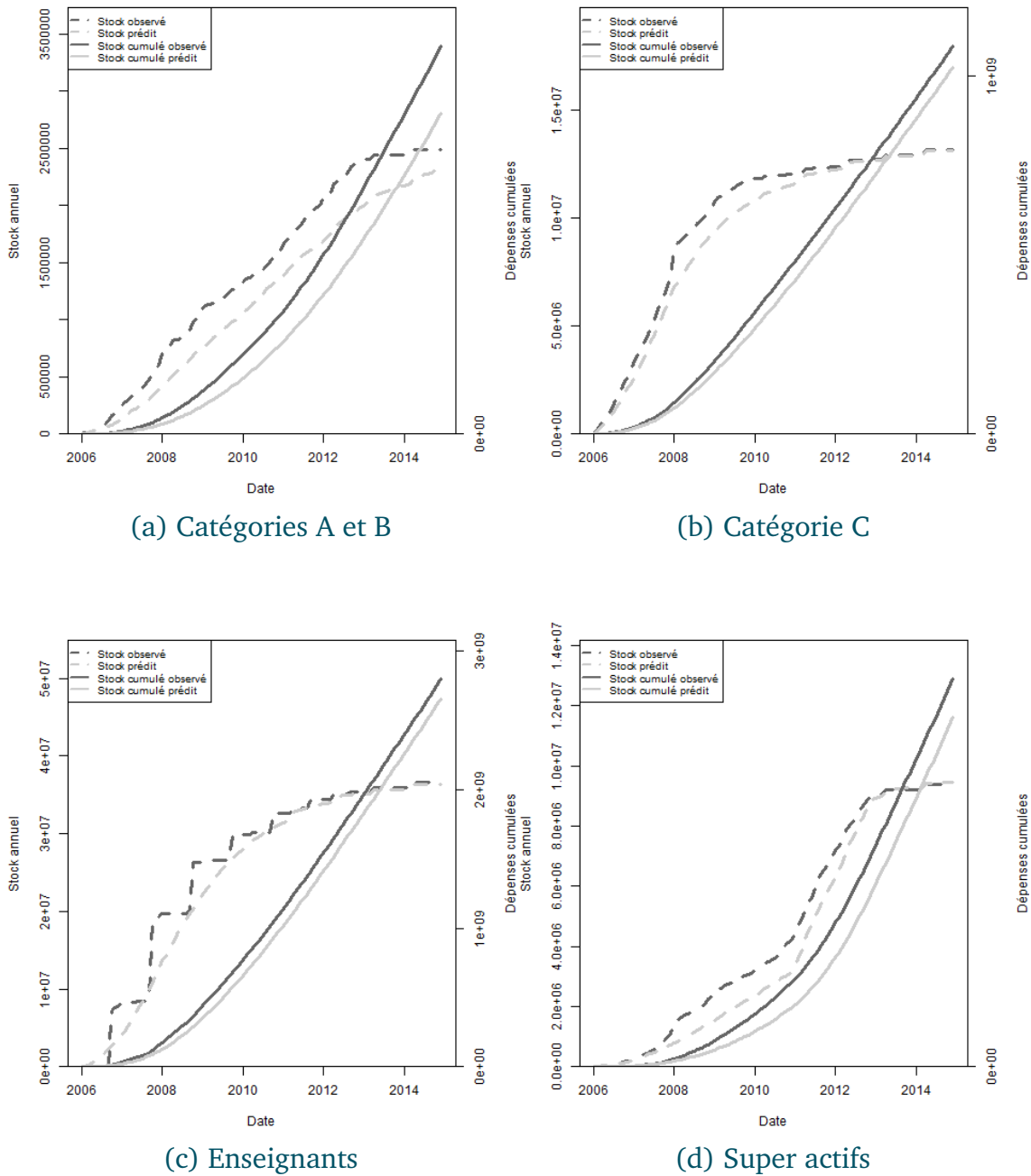


TABLEAU 5.17 – Effet des réformes OV (pool, FPA, pas mensuel)

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0.29	-0.03	-0.08	-0.03
Effet âge (en abs.)	-0.17	-0.02	-0.04	-0.02
Effet pension (en pct)	-10.53	-9.88	-8.72	-9.78
Effet pension (en abs.)	-2750.74	-1315.45	-2138.62	-2579.80
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0.19	-0.02	-0.06	-0.01
Effet âge (en abs.)	-0.11	-0.01	-0.04	-0.01
Effet pension (en pct)	-6.61	-1.21	-2.09	-5.39
Effet pension (en abs.)	-1844,41	-196.20	-607.11	-1377.57
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0.28	-0.02	-0.08	-0.03
Effet âge (en abs.)	-0.17	-0.01	-0.05	-0.01
Effet pension (en pct)	-0.70	-0.02	-0.29	-0.06
Effet pension (en abs.)	-182.84	-3.10	-72.30	-15.94

TABLEAU 5.18 – Effet des réformes OV (pool, FPA, pas annuel)

Indicateur	Catégories A et B	Catégorie C	Enseignants	Super actifs
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0.12	0.00	-0.01	-0.03
Effet âge (en abs.)	-0.07	0.00	-0.00	-0.02
Effet pension (en pct)	-10.09	-9.81	-8.48	-9.77
Effet pension (en abs.)	-2634.53	-1304.37	-2048.22	-2575.70
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0.9	-0.01	-0.00	-0.02
Effet âge (en abs.)	-0.06	-0.00	-0.00	-0.01
Effet pension (en pct)	-7.01	-1.31	-2.48	-5.22
Effet pension (en abs.)	-1800.11	-180.11	-601.10	-1399.44
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0.06	0.01	0.00	-0.03
Effet âge (en abs.)	-0.04	0.01	0.00	-0.02
Effet pension (en pct)	-0.08	0.05	0.01	-0.08
Effet pension (en abs.)	-22.01	7.11	1.92	-20.91

CHAPITRE 6

LES MODÈLES À « TAUX DE REEMPLACEMENT CIBLE »

Ce chapitre présente une autre stratégie d'estimation d'un modèle à la Stock et Wise, en proposant une version simplifiée de ce modèle. L'idée est de traduire les propriétés du modèle structurel sous la forme d'une forme réduite à deux paramètres, l'un représentant le taux de remplacement cible et l'autre le taux de surcote engendrant un report d'activité.

Le chapitre est organisé comme suit. On présentera d'abord notre version simplifiée à deux paramètres du modèle de Stock et Wise. On présentera ensuite trois stratégies qui ont été successivement essayées pour son estimation. Elles seront d'abord présentées pour les seuls agents de catégorie A hors enseignants. Puis on les reproduira pour les enseignants et les agents de catégorie B et C, avec des résultats comparables. On dressera enfin un bilan de l'exercice et des suites qui pourraient lui être données.

6.1 Un modèle à la Stock et Wise à deux paramètres

Le modèle à deux paramètres qui va être proposé découle de l'analyse des propriétés du modèle de Stock et Wise proposée dans Bachelet *et al* (2011). On rai-

sonne en temps continu plutôt qu'en temps discret et on se restreint au cas stylisé d'une durée de vie fixe, avec une fonction de survie qui est donc constante et égale à un jusqu'à l'âge ω , égal à l'espérance de vie. On notera $T_{off}(a)$ le taux de remplacement offert pour un départ à l'âge a , soit $T_{off}(a) = \frac{p(a)}{w}$ et la progressivité du barème est mesurée par la dérivée $\frac{p'(a)}{p(a)}$. À salaire quasi-stable à ces âges, elle est approximativement équivalente à $\frac{T'_{off}(a)}{T_{off}(a)}$ et on l'appellera par abus de langage surcote. On la notera donc $s(a)$. La question est celle de la dépendance du comportement de départ à la fois au niveau atteint par $T_{off}(a)$ et à sa pente locale autour du point a , en faisant donc abstraction des cas de barèmes complexes où il y aurait perte à reporter en $a + da$ mais gain à reporter d'un montant supérieur. Sous cette hypothèse, il y a report si et seulement si la dérivée de $U(a, R)$ par rapport à R est positive en $R = a$. Cette dérivée s'écrit :

$$\frac{dU(a, R)}{dR} \Big|_{R=a} = \frac{w^{1-\gamma}}{1-\gamma} - \frac{(\kappa p(a))^{1-\gamma}}{1-\gamma} + (\kappa p(a))^{1-\gamma} \frac{p'(a)}{p(a)} \int_a^\omega e^{-\rho(u-a)} du$$

Dans cette expression, le premier terme correspond au gain d'utilité procuré par l'année de salaire supplémentaire, le second terme est la perte d'utilité liée au renoncement à une année de retraite et le troisième est le gain associé à la majoration de pension dont on bénéficiera durant l'ensemble de sa période de retraite.

Cette expression est positive si et seulement si :

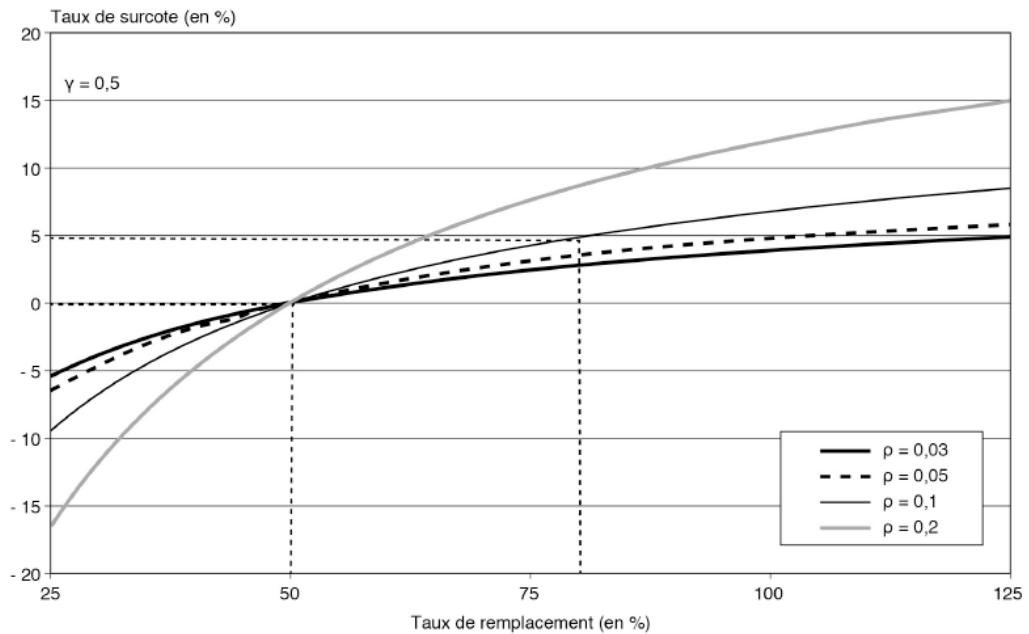
$$s(a) = \frac{p'(a)}{p(a)} > \frac{1}{(1-\gamma) \int_a^\omega e^{-\rho(u-a)} du} \left[1 - \frac{1}{(\kappa T_{off}(a))^{1-\gamma}} \right]$$

c'est-à-dire si le taux de progressivité est supérieur à une valeur seuil qu'on qualifiera de surcote critique. On peut aussi parler de surcote « neutre » rendant l'individu indifférent au choix entre la liquidation et le report¹.

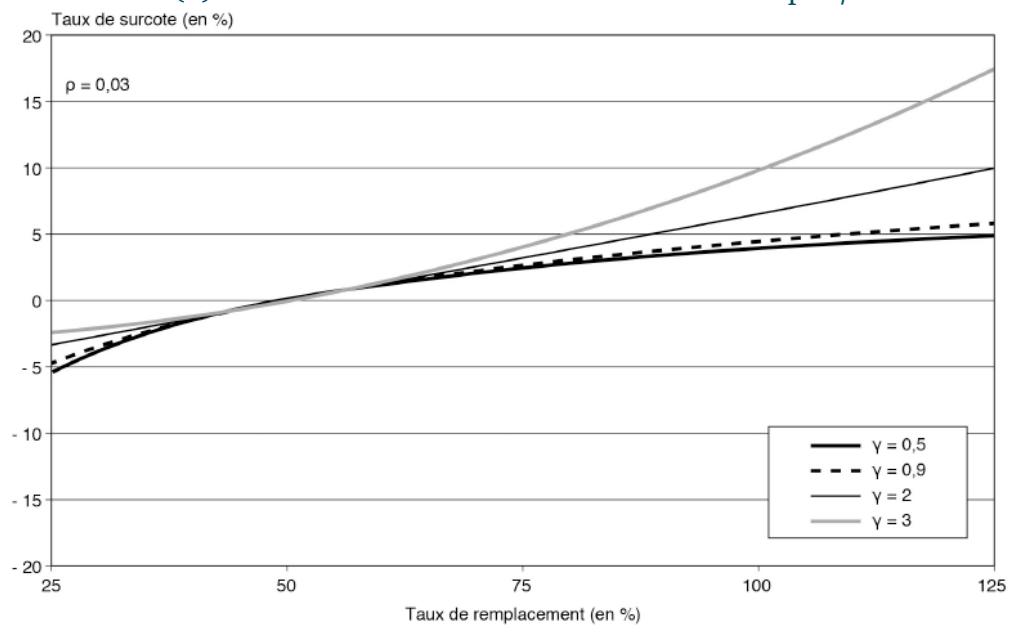
La figure 6.1 donne le profil de cette surcote critique en fonction de $T_{off}(a)$, à l'âge $a = 60$, pour $\omega = 80$ avec $\kappa = 2$, et pour différentes valeurs de ρ et γ . La partie de la courbe située en dessous de zéro ne figure que pour mémoire : on ne s'intéresse dans la pratique qu'aux cas de barèmes non dégressifs correspondant à des surcotes

1. Il s'agit d'un concept de neutralité « en bien-être », qui n'a aucune raison de recouper le concept de « neutralité actuarielle » au sens financier du terme : une surcote actuariellement neutre peut inciter ou ne pas inciter au report selon la façon dont l'individu pondère gains monétaires et préférence pour le statut de retraité.

FIGURE 6.1 – Profils de la surcote-seuil en fonction du taux de remplacement offert



(a) Pour différentes valeurs du taux d'escompte ρ



(b) Pour différentes valeurs du paramètre de substituabilité intertemporelle γ

Lecture : avec un taux d'escompte de 0,1, un paramètre de substituabilité intertemporelle γ de 0,5 et un taux de remplacement de 80 %, l'individu ne reporte son départ que si la surcote est supérieure à 5 %.

Source : Bachelet, Beffy et Blanchet (2011).

positives ou nulles.

On distingue trois cas de figure :

- En dehors du cas purement théorique de dégressivité du barème, la personne concernée reporte systématiquement son départ tant que son taux de remplacement reste inférieur à $\frac{1}{\kappa}$, soit ici 50 %. Ceci est vrai quel que soit le niveau de surcote. $\frac{1}{\kappa}$ représente donc le taux de remplacement minimal souhaité. Si le taux de remplacement à l'âge d'ouverture des droits est inférieur à cette valeur, elle sera atteinte d'autant plus vite que la surcote est élevée.
- S'il n'y a pas de surcote une fois atteint ce taux, l'individu part exactement à l'âge correspondant puisque, dès qu'il est franchi, on se retrouve aussitôt au-dessous de la frontière de report.
- S'il y a surcote, il prolonge son activité tant que le couple (taux de remplacement, surcote) le laisse au-dessus de la valeur donnée par la courbe. Par exemple, le graphique du haut indique que, avec $\rho = 0,1$ et $\gamma = 0,5$, pour un taux de remplacement de 80 %, l'individu ne reporte son départ que si la surcote est supérieure à 5 %. Ou encore, dit dans l'autre sens, si la surcote est de 5 %, l'individu liquide ses droits lorsqu'il atteint le taux de remplacement de 80 %.

Dans le cas particulier de personnes sans revenu avant la liquidation, le taux de remplacement est formellement égal à l'infini : de tels cas se situent totalement sur la droite du graphique. Les personnes concernées seront en général totalement insensibles à la surcote. Pour ces personnes, il n'y aurait report que si l'on avait

$$\frac{p'(a)}{p(a)} > \frac{1}{(1-\gamma) \int_a^\omega e^{-\rho(u-a)} du}$$

ce qui correspond à l'asymptote de la courbe, lorsqu'elle existe. Or les surcotes réelles sont largement inférieures à ces valeurs asymptotiques. Autrement dit, un individu sans autre revenu possible que la retraite liquide ses droits dès qu'il le peut.

Le déplacement de la frontière de report lorsque l'on modifie les valeurs des paramètres γ et ρ peut être également précisé. Une hausse de l'un ou l'autre de ces paramètres augmente le taux de surcote requis pour inciter au départ. Dans le cas

du paramètre ρ , ceci découle d'un effet d'impatience. L'individu sous-valorise le fait que le report lui permet une augmentation de son niveau de vie sur l'ensemble de la retraite : il est plus sensible au gain de bien-être immédiat qui résulte de l'arrêt d'activité. A la limite, pour ρ tendant vers l'infini, le modèle de Stock et Wise revient à un arbitrage fondé sur l'utilité instantanée, dans lequel l'individu liquide dès qu'il atteint un taux de remplacement de $1/\kappa$: c'est ce qu'on qualifiera dans la suite de « modèle à taux de remplacement cible ».

De cette analyse découle la simplification proposée pour le modèle SW. Elle consiste à approximer linéairement la courbe qu'on vient de définir -on parlera de « droite critique »-, et à résumer le modèle par les deux paramètres que sont l'abscisse de son point d'intersection avec l'axe horizontal, et sa pente. On va noter T_{cib} le premier paramètre qui représente le taux de remplacement « demandé » par le liquidant en l'absence de surcote. On notera $1/\alpha$ le second. La règle de décision est donc de liquider dès que :

$$\alpha s(a) < T_{off}(a) - T_{cib}(a) \quad (6.1)$$

Dans le cas particulier d'une droite critique de pente infinie, on a $\alpha = 0$ et cette règle de décision se ramène donc bien au modèle à taux de remplacement cible qui prédit un départ dès que $T_{off} > T_{cib}$.

Malgré sa simplicité apparente, ce modèle à taux de remplacement cible semble être un candidat intéressant à l'explication des comportements. La figure 6.2-a donne ainsi les évolutions 2006-2011 des taux de remplacement offerts à l'âge d'ouverture des droits et des taux de remplacement à la liquidation pour les agents de catégorie A (hors enseignants). On constate la baisse des premiers, et la quasi stabilité des seconds. Ce découplage pourrait évidemment s'expliquer par le comportement de recherche du taux plein exploré dans le chapitre 4. En s'efforçant de partir au taux plein, les individus auraient automatiquement préservé leurs taux de remplacement effectifs puisque les taux de remplacement offerts au taux plein ont peu bougé, contrairement aux taux offerts à l'âge d'ouverture des droits qui ont été affectés par la mise en place de la décote et le durcissement de la condition de durée. Mais il est intéressant d'explorer l'hypothèse que les individus auraient direc-

tement visé à cette préservation des taux de remplacement, sans référence explicite au taux plein.

La figure 6.3 donne une autre illustration de la pertinence potentielle de cette approche. Pour les 100 premiers individus du fichier des liquidants de catégorie A hors enseignants de l'année 2011, elle donne les lignes de progression du taux de remplacement offert selon l'âge et les points sur chaque ligne correspondent aux âges de liquidation de ces individus. Pour les individus partant entre les âges minimum et maximum de liquidation, l'ordonnée de chaque point donne un estimateur direct du taux de remplacement cible. Pour les individus dont les départs se situent à une extrémité ou l'autre du segment leur correspondant, l'information sur le taux cible est plus limitée : on sait qu'il est soit plus bas que l'ordonnée du segment à l'âge minimum, soit plus grand que l'ordonnée de ce même segment à l'âge maximum, mais cette information tronquée peut aussi être utilisée pour inférer la forme complète de la distribution des taux cibles individuels, ou, de manière plus ambitieuse, la distribution jointe des niveaux et des pentes des droites critiques associées à chaque individu. C'est à cette estimation que l'on tente de s'attaquer dans ce chapitre, et on va voir qu'elle s'avère plus délicate que ce graphique pouvait laisser attendre.

FIGURE 6.2 – Évolution des conditions de liquidation des agents de catégorie A, hors enseignants, flux 2006 à 2011

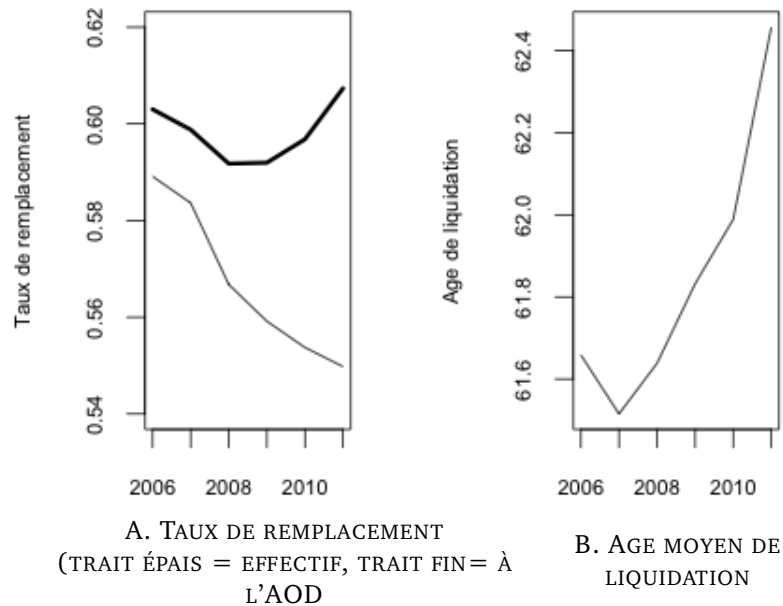
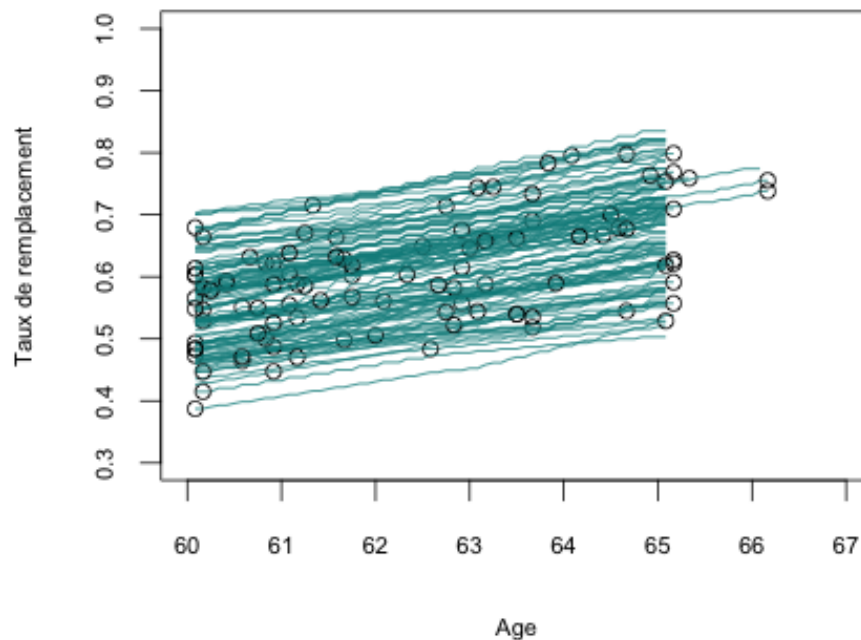


FIGURE 6.3 – Taux offerts selon l'âge et points de départ effectifs d'une sélection de 100 individus du flux 2011 (catégorie A, hors enseignants)



Lecture : Chaque ligne bleue donne le profil des taux de remplacement selon l'âge pour un individu et le point noir situé sur cette ligne donne l'âge de départ effectif et le taux de remplacement associé.

6.2 Estimations

6.2.1 Un modèle à effets variables équivalent à un probit simple

Pour estimer le modèle, il faut l'enrichir d'hypothèses sur la distribution aléatoire de ses paramètres. La structure la plus riche consiste à supposer une variabilité interindividuelle jointe du niveau et de la pente de la droite critique. Des tentatives d'estimation sur données fictives simulées présentées en annexe (voir Annexe D, page 284) ont toutefois montré qu'il semblait peu réaliste d'espérer identifier une telle distribution jointe. On s'est donc rabattu sur l'hypothèse d'une variation uniquement en niveau, soit un terme u de distribution $N(0, \sigma_u)$ se rajoutant au taux cible moyen à estimer T_{cib} .

Dans un premier temps, le plus simple a été de supposer ce terme u non seulement variable d'un individu à l'autre mais également variable d'une date à l'autre pour chaque individu, de manière totalement non autocorrélée. Dans cette hypothèse, chaque observation croisant individu et date peut-être traitée comme une observation indépendante, en se limitant aux périodes allant jusqu'à l'âge de liquidation inclus. Le statut de retraité est en effet un état absorbant au-delà duquel le modèle de comportement ne s'applique plus et les observations postérieures au départ n'ont donc pas à être prises en compte. Sur ces données tronquées à l'âge de liquidation, le modèle se ramène à un probit simple avec pour variable dépendante le fait de liquider, similaire aux modèles estimés dans les chapitres 4 et 5. Ici, les variables explicatives principales sont le taux de remplacement offert et la surcote à l'âge considéré. En effet, l'expression :

$$\Pr(Liq = 1) = \Pr(T_{off} > T_{cib} + \alpha s + u) = \Pr(-u < a + b.T_{off} + c.s) \quad (6.2)$$

avec l'écart-type σ_u pour le résidu u est équivalente à un probit standard :

$$\Pr(Liq = 1) = \Pr(a + b.T_{off} + c.s + u' > 0) = \Pr(-u' < a + b.T_{off} + c.s) \quad (6.3)$$

avec $\sigma_{u'} = 1$ et les équivalences identifiantes $\sigma_u = 1/b$, $T_{cib} = -a/b$ et $\alpha = -c/b$.

La première colonne du tableau 6.1 donne les résultats de ce probit pour les li-

quidants de catégorie A de l'année 2010, pour le modèle sans effet de la surcote. La figure 6.4 montre un ajustement relativement satisfaisant aussi bien pour le profil des liquidations cumulées par âge que pour la distribution des taux de remplacement à la liquidation, même si le pic de départ initial n'est pas bien prédit. Mais, cet ajustement est obtenu avec une valeur totalement aberrante du taux de remplacement cible et de son écart-type, de respectivement 1600 % et 9000 %. Ces valeurs aberrantes ne sont pas incompatibles avec des probabilités de départ plausibles : un fort taux cible moyen et une forte variabilité individuelle autour de cette valeur moyenne conduisent à simuler des probabilités de départ faiblement corrélées au taux offert mais bien ajustées sur les probabilités de départ moyennes, selon un processus de survie en emploi quasi-exponentiel. Mais le fait que ce bon ajustement découle de paramètres aberrants conduit à des propriétés également peu plausibles en variante : les différentes réformes testées dont en particulier la réforme 1 simulant une baisse généralisée des taux de remplacement de 10 % n'ont aucun effet sur l'âge de départ en retraite (voir figure 6.5). On ne reporte pas les résultats de l'estimation avec effet de la surcote s puisqu'ils sont encore moins interprétables, avec un coefficient estimé du T_{off} qui devient négatif, interdisant de l'interpréter comme inverse de l'écart-type σ_u .

Ces résultats s'écartent très fortement des attentes et semblent peu conformes avec les évolutions constatées au niveau macro, tout au moins celles que montrait la figure 6.2, qui montrait la remontée des âges de liquidation induite par la baisse des taux de remplacements offerts à l'âge d'ouverture des droits.

Comment expliquer et corriger ces résultats qui s'écartent fortement des attentes ? Nous avons été amenés à considérer deux pistes : le fait de plutôt supposer le terme u fixe au cours du temps pour chaque individu et un amendement du modèle visant à mieux prendre en compte le timing des prises de décision.

6.2.2 Estimation par effets fixes au niveau individuel

Une première piste qui a été envisagée pour expliquer et corriger ces problèmes est le fait que l'hypothèse d'aléa variable au cours du temps serait inadéquate. Elle découle de l'analyse visuelle qui était proposée en figure 6.3. Dans la version sans

surcote, on se dit qu'une distribution de taux cibles individuels $T_{cib} + u_i$ proche de la distribution effective des taux à la liquidation devrait mécaniquement permettre de bien rendre compte du profil des départs par âge, sans que l'estimation ne débouche sur des valeurs aberrantes. L'estimation de T_{cib} et de l'écart type de u mobilise alors trois catégories d'informations.

- Pour les individus partant dès l'âge d'ouverture des droits a_{min} , u_i est tel que le taux de remplacement offert à cet âge est supérieur ou égal $T_{cib} + u_i$ augmenté de l'éventuel effet surcote et, dans des versions enrichies du modèle, des contributions au taux de remplacement cible d'autres variables explicatives X . Avec F la fonction de répartition de la loi normale, la contribution à la vraisemblance s'écrit :

$$F\left(\frac{T_{off}(a_{min}) - T_{cib} - \alpha.s(a_{min}) - \beta.X}{\sigma_u}\right) \quad (6.4)$$

- Pour les individus partant entre l'âge a et l'âge a' , on dispose d'une information plus précise puisqu'on sait que la droite critique a été franchie entre les âges a et a' . La contribution à la vraisemblance s'écrit donc :

$$F\left(\frac{T_{off}(a') - T_{cib} - \alpha.s(a') - \beta.X}{\sigma_u}\right) - F\left(\frac{T_{off}(a) - T_{cib} - \alpha.s(a) - \beta.X}{\sigma_u}\right) \quad (6.5)$$

- Enfin, pour les individus liquidant à l'âge maximum a_{max} , on ne dispose à nouveau que d'une information plus restreinte. On sait juste que le taux offert à cet âge reste inférieur ou égal au taux de remplacement cible individuel augmenté de l'effet surcote et de l'effet éventuel des autres variables explicatives, d'où une contribution à la vraisemblance :

$$1 - F\left(\frac{T_{off}(a_{max}) - T_{cib} - \alpha.s(a_{max}) - \beta.X}{\sigma_u}\right) \quad (6.6)$$

La version la plus simple, avec T_{cib} uniquement et sans effet surcote ni aucune autre variable explicative de la liquidation, correspond à la troisième colonne du tableau 6.1 (modèle B1). On voit que cette variante permet bien de retomber sur des ordres de grandeur plausibles. Un taux de remplacement cible en moyenne égal

à 60 %, avec un écart-type de 11 %, ces deux valeurs étant comme attendu très proches de la moyenne et de l'écart-type des taux de remplacements effectivement atteints aux âges de liquidation.

D'autre part, ce modèle B1 donne des résultats qui semblent maintenant plus plausibles pour les réformes simulées (voir graphique 6.7). Pour exemple, pour la réforme minorant l'ensemble des taux de remplacement de 10 % (R1) : le décalage de l'âge de départ est cette fois-ci de 0,94 année. C'est moins que ce qu'il faut pour retrouver exactement le même taux de remplacement qu'avant réforme, puisque la progressivité de la pension par année de report est plutôt de 5 %, mais cet effet amorti s'explique par le cas des individus qui, avant réforme, liquident dès l'âge minimal à un taux supérieur à leur taux cible, et qui n'ont donc pas besoin de regagner l'intégralité des 10 % perdus pour décider de liquider. Il s'explique aussi, symétriquement par le cas des individus liquidant à l'âge maximum ou à proximité de l'âge maximum pour qui la marge de report est limitée.

Ce modèle s'avère néanmoins poser un autre problème, tout aussi gênant que ceux que soulevait le modèle A1. Comme le montre la figure 6.6, le bon ajustement de l'âge moyen de départ cache une distribution par âges détaillés qui n'est pas du tout conforme à l'observation, avec un point de masse important à l'âge d'ouverture des droits, puis des flux beaucoup moins soutenus à tous les âges suivants, suivi d'un nouveau point de masse beaucoup plus élevé que sur les données réelles à l'âge maximal. Le vrai profil est beaucoup plus progressif, et laisse un résidu de départs beaucoup plus faible à l'âge terminal.

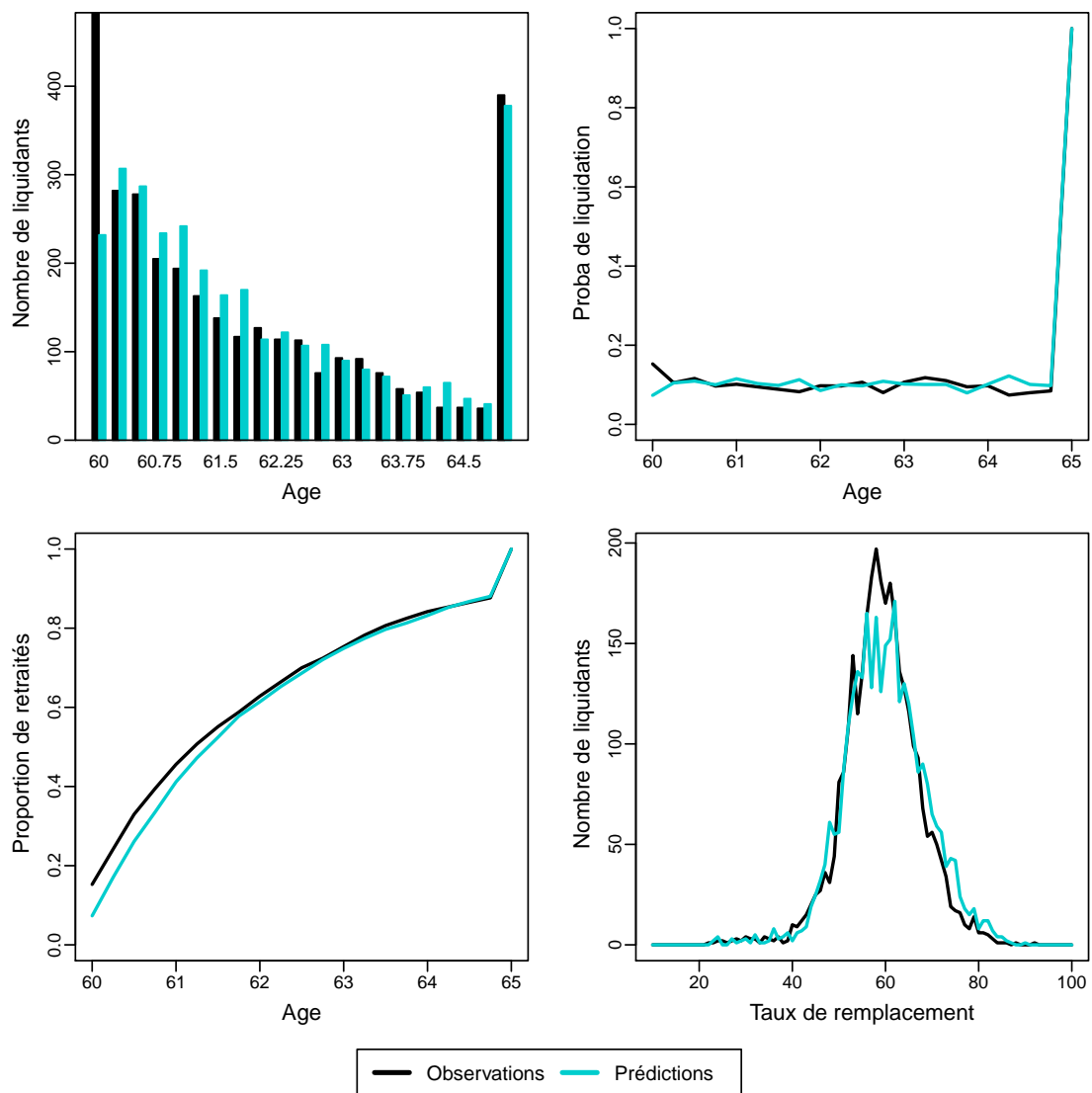
TABLEAU 6.1 – Résultats des estimations (pas mensuel catégorie A).

Variables	A1	A2	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B7
Taux cible moyen	161,13 (140,902)	6,576 (23,734)	0,597 (0,002)	0,62 (0,055)	0,236 (0,055)	0,584 (0,021)	0,239 (0,053)	0,592 (0,021)	0,2 (0,045)
EC effet fixe			0,107 (0,002)	0,11 (0,038)	0,292 (0,038)	0,377 (0,04)	0,284 (0,035)	0,388 (0,041)	0,241 (0,025)
EC effet variable	89,867 (78,872)	5,42 (8,842)							
Proba de depart	1	0,275 (1,202)	1	0,25 (0,002)	0,052 (0,002)	0,151 (0,012)	0,052 (0,002)	0,159 (0,011)	0,05 (0,002)
Effet surcote							2,65 (1,144)	2,202 (0,467)	
Effet d'âge				-0,0275		-0,093 (0,013)		-0,099 (0,014)	
Effet salaire						0,042 (0,009)		0,042 (0,009)	0,059 (0,01)
-log(LLK)	23945	23945	101461	219128	23829	23658	23824	23625	23774
N. obs.	3163	3163	3163	3163	3163	3163	3163	3163	3163

Cette propriété du modèle se comprend en fait très facilement : sauf à postuler des distributions complètement *ad hoc* et peu conventionnelles des taux de remplacement cibles, l'hypothèse d'un taux cible fixe pour chaque individu conduit forcément à gros flux de départs massifs à l'âge d'ouverture des droits correspondant à l'ensemble des gens pour qui le taux cible est inférieur au taux offert à cet âge. Ensuite, à la période immédiatement suivante, très peu de gens auront connu un changement de droits suffisamment important pour les pousser à partir, on observe donc un fort décrochement du flux. Ce décrochement sera d'autant plus net que le pas temporel est faible, et le flux de gens croisant leur droite critique mois après mois reste ensuite à bas niveau. Ceci ne cadre pas avec le fait que les départs réels se déroulent de manière bien plus échelonnée et restent importants entre les âges minimum et maximum. Aussi bien les modèles à IV de la partie précédente que le modèle A1 faisaient mieux de ce point de vue, la raison étant que l'un et l'autre postulent une large part d'indépendance des probabilités de partir aux périodes successives, mais avec, en sens inverse, les problèmes que l'on a vus en termes de plausibilité des coefficients ou des effets des réformes types.

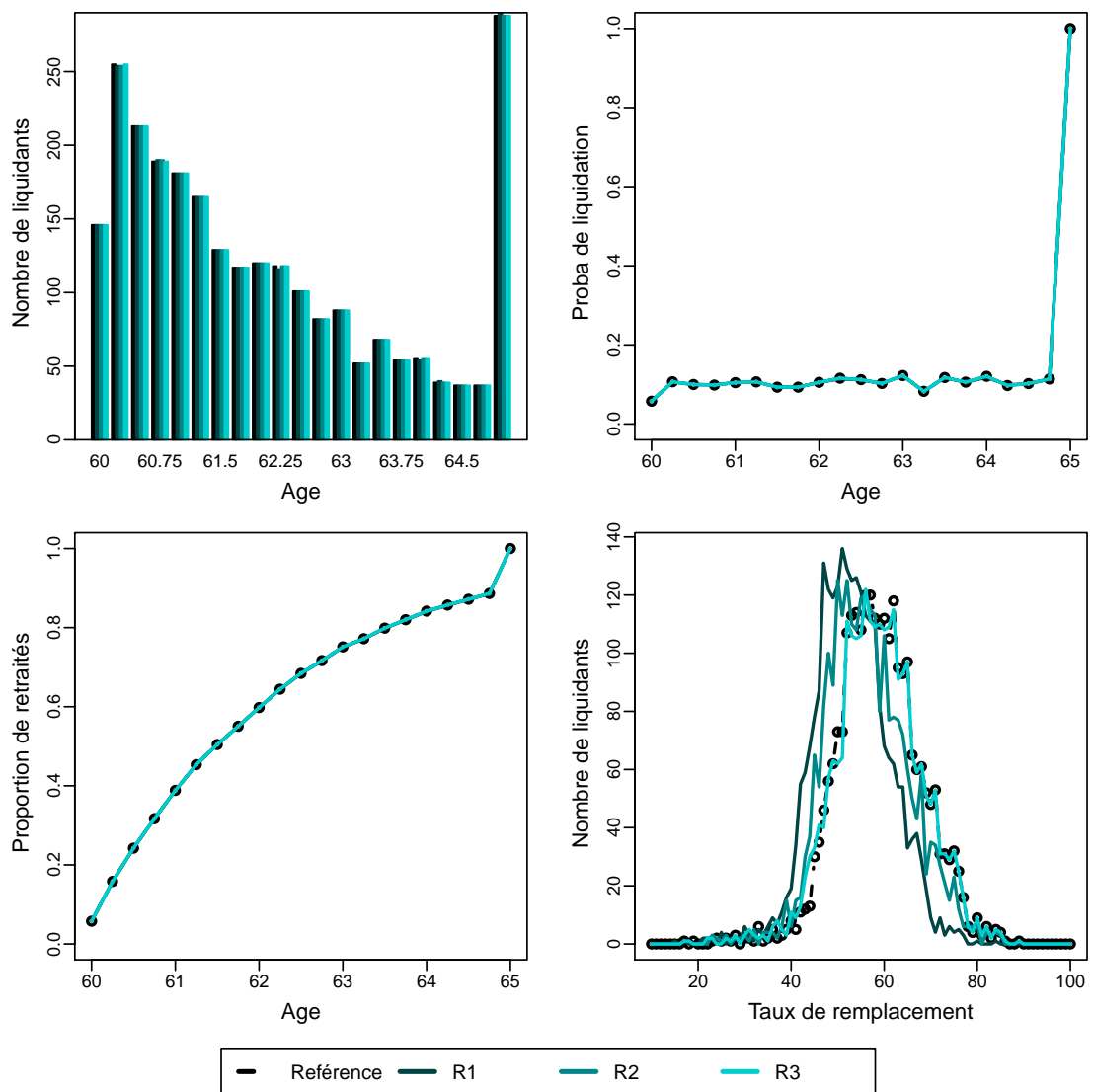
La prise en compte de l'effet surcote ne modifie pas évidemment pas cette propriété, pas davantage que l'adoption d'hypothèses différentes sur la forme de la distribution du taux de remplacement cible. On a ainsi testé sans succès le recours à des lois beta. Leur intérêt est de garantir systématiquement une distribution des taux de remplacement cible sur l'intervalle $[0,1]$ mais sans éviter ce phénomène de discontinuité à l'origine.

FIGURE 6.4 – Ajustement du modèle A1 (Sédentaires, catégorie A).



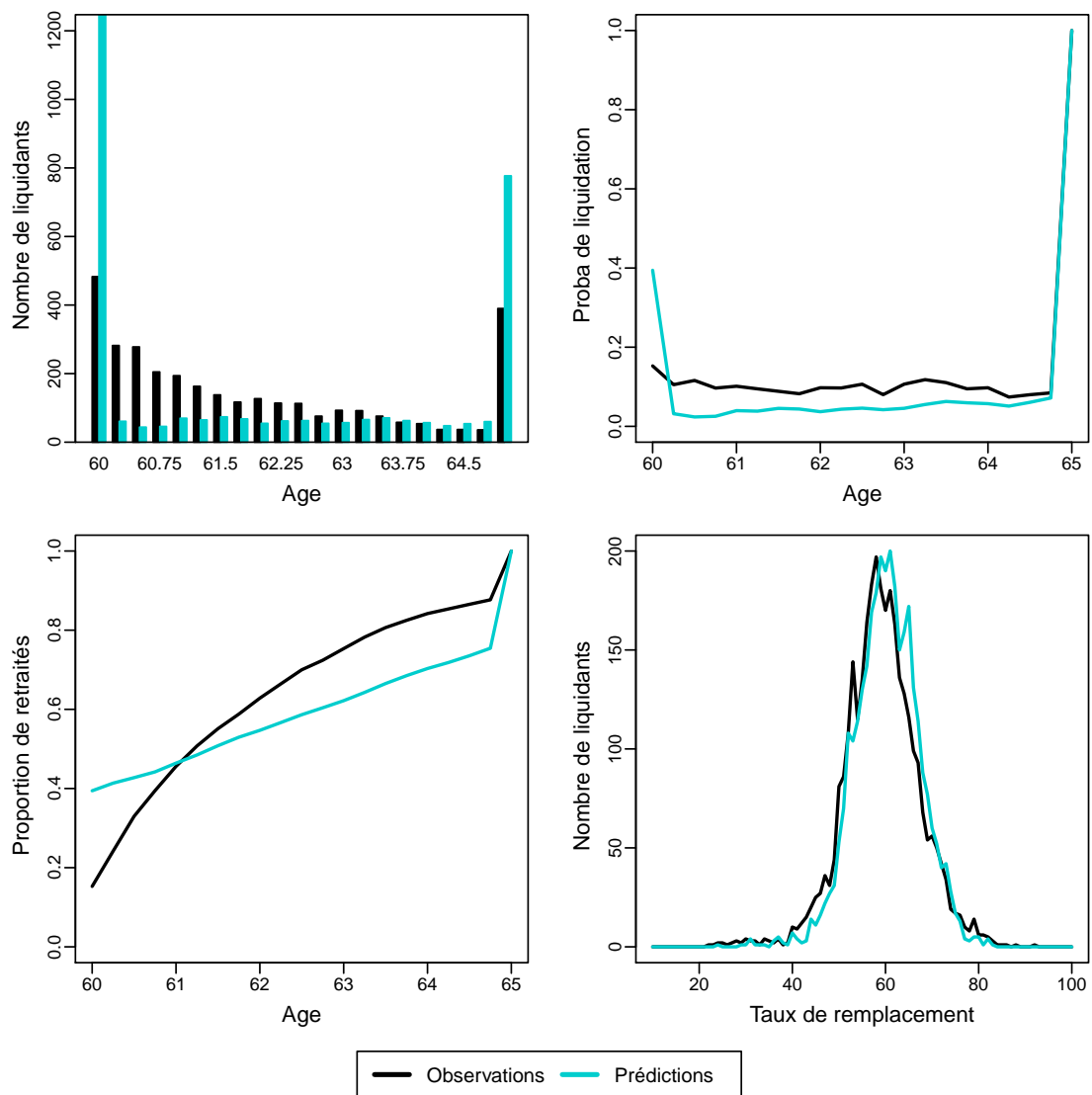
Champ : Liquidants de catégorie A de l'année 2010.

FIGURE 6.5 – Effet des réformes : modèle A1 (Sédentaires, catégorie A).



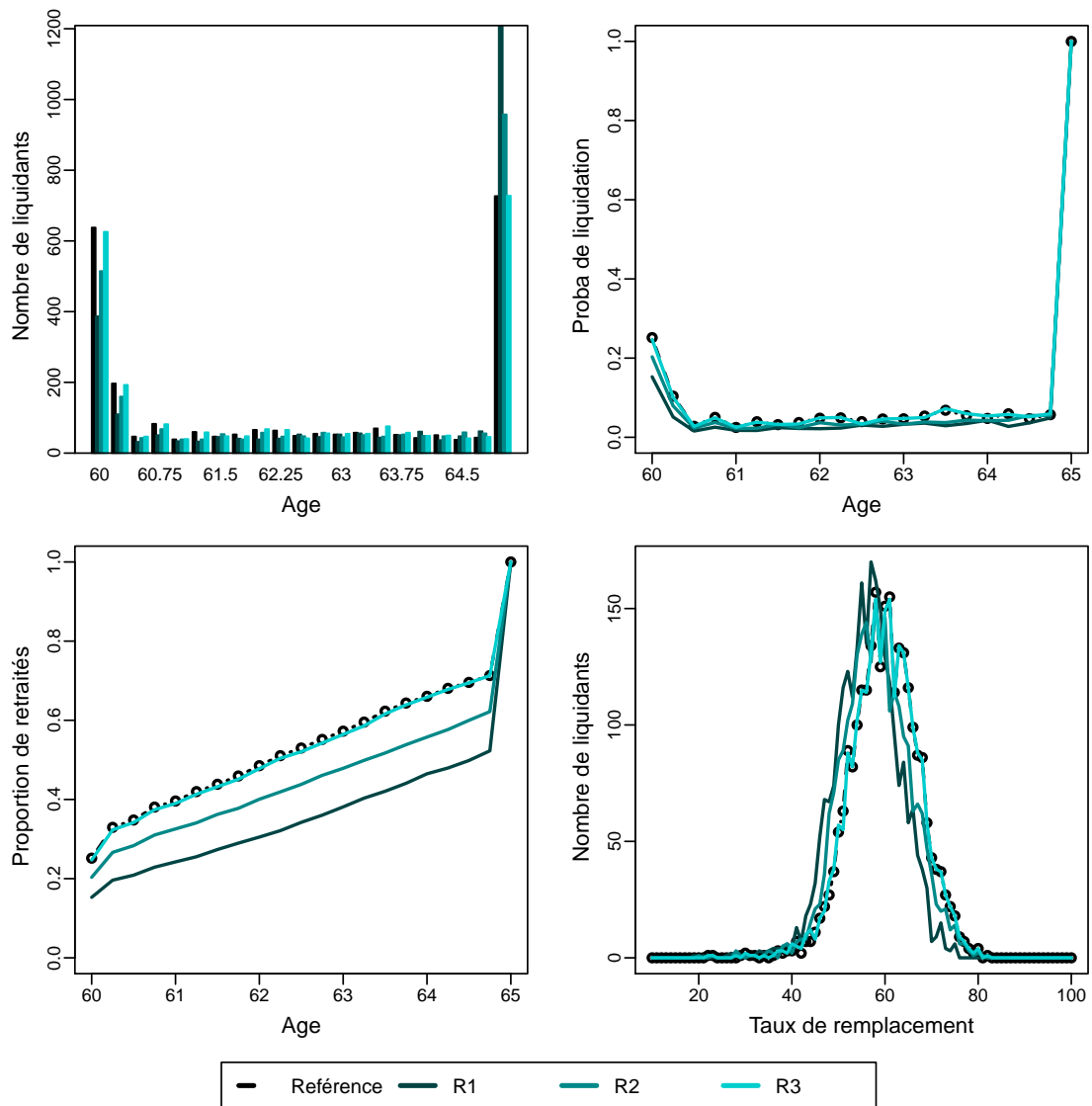
Champ : Liquidants de catégorie A de l'année 2010.

FIGURE 6.6 – Ajustement du modèle B1 (Sédentaires, catégorie A).



Champ : Liquidants de catégorie A de l'année 2010.

FIGURE 6.7 – Effet des réformes : modèle B1 (Sédentaires, catégorie A).



Champ : Liquidants de catégorie A de l'année 2010.

6.2.3 Introduction d'un délai de réalisation des décisions de départ

L'hypothèse d'effets fixes ne répond donc aux problèmes du probit simple qu'en créant un nouveau problème, qui révèle un vrai défaut de réalisme du modèle. Si l'on veut éviter la discontinuité du profil de départs juste après l'âge d'ouverture des droits, il faut affaiblir les hypothèses du modèle et abandonner l'idée que le franchissement du taux seuil conduit nécessairement à un départ immédiat à la période courante. En fait, cet abandon constitue un remède potentiel à la fois aux problèmes de points de masse sur les modèles à T_{cib} fixe et aux biais du modèle à T_{cib} variable au cours du temps.

- Vis-à-vis du modèle à T_{cib} fixe, le flux initial de départs massifs va se retrouver étalé dans le temps. La justification de cette hypothèse est que des contraintes non prises en compte par le modèle de base peuvent interdire que le départ soit totalement immédiat (ne serait ce que des considérations de saisonnalité).
- Vis-à-vis du modèle à T_{cib} variable, il était en fait peu réaliste de supposer que les gens prennent des décisions irréversibles de départ sur la base d'un T_{cib} qui fluctuerait de manière importante à haute fréquence. La fréquence à laquelle on cherche à expliquer les départs est très explicative du biais du modèle A1, ce biais s'avérant bien plus faible sur un modèle estimé à pas annuel. Sur des périodes très courtes, on a forcément peu de départs à chaque période et la seule façon d'en rendre compte avec le probit simple est de supposer que les taux de remplacement offerts à chaque période sont sur une queue de distribution de $T_{cib} + u_{i,t}$. Or, pour être sur une telle queue de distribution, il y a deux possibilités. La première est de combiner une valeur moyenne plausible et une faible dispersion mais ceci ne serait pas compatible avec le fait que les gens partent avec des taux de remplacement très hétérogènes. La procédure économétrique préfère donc utiliser la deuxième possibilité, celle qui consiste à postuler un taux cible moyen très élevé, largement supérieur à 100 %, compensé par une très forte variabilité. Supposer que le réexamen du choix de rester en activité n'est pas systématique à chaque date va constituer une façon en principe plus réaliste de rendre compte de la faiblesse des flux

de départs mensuels qui peut éviter des valeurs aberrantes pour l'estimateur du taux cible et de sa dispersion.

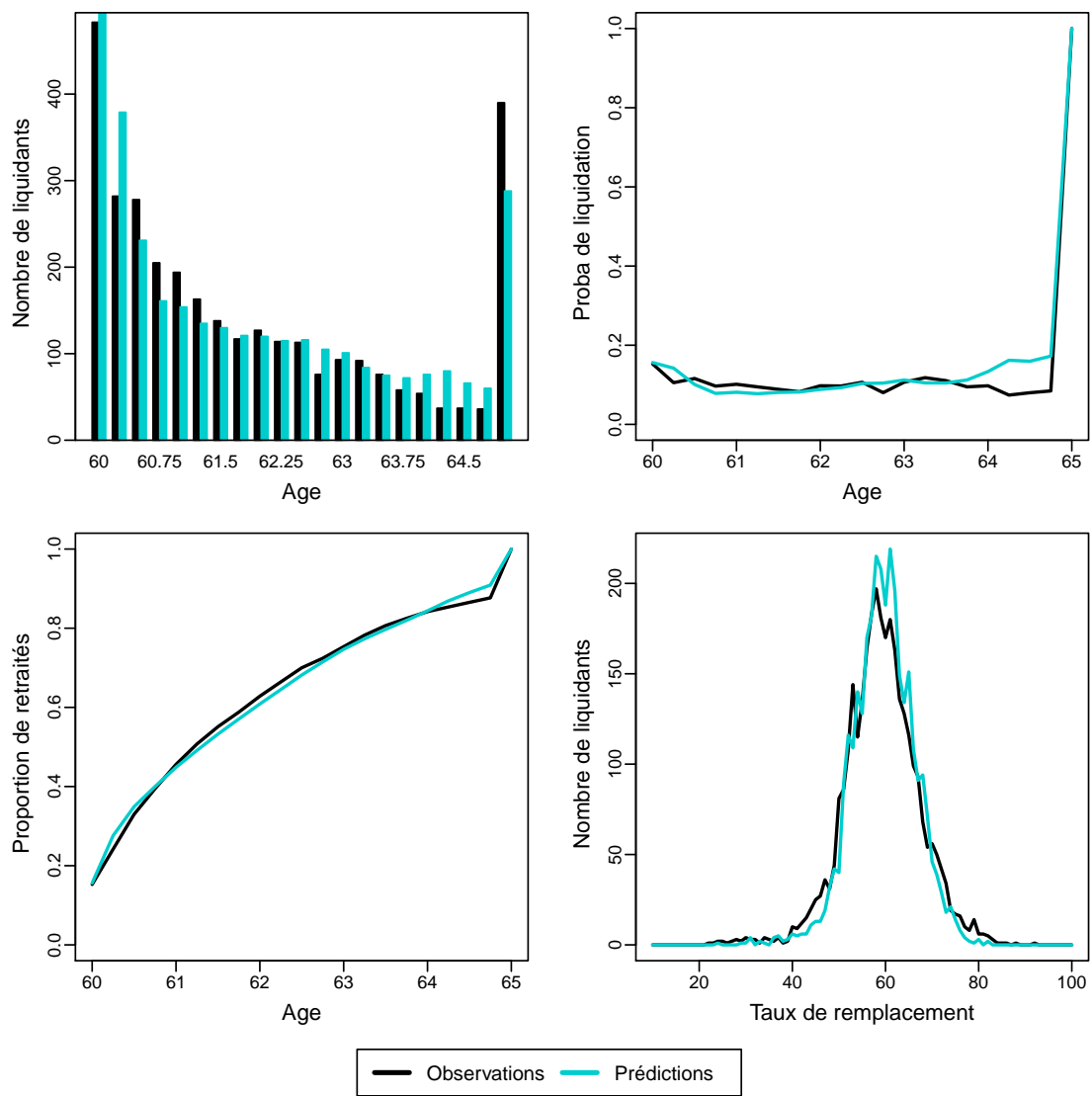
Toute la difficulté est d'arriver à spécifier cette hypothèse d'échelonnement des départs de façon à la fois pertinente et parcimonieuse. A ce stade, les spécifications que l'on a testées ont consisté à greffer sur les modèles précédents une probabilité exogène et fixe π de départ effectif une fois atteinte la droite critique. Comme on l'a déjà indiqué, cette probabilité π peut en fait s'interpréter de deux manières :

- Soit comme traduisant un certain délai de concrétisation de la décision de départ, une fois que l'individu a constaté qu'il avait franchi sa droite critique.
- Soit comme découlant du fait que l'individu ne réexamine pas nécessairement sa situation à chaque période. A une date donnée, il a seulement une certaine probabilité de procéder à ce réexamen, et ce réexamen peut se faire alors que la droite critique a déjà été franchie depuis un certain temps.

La figure 6.8 montre que cette spécification est potentiellement capable de bien remédier au défaut d'ajustement du profil des départs par âge. Il s'agit d'une version du modèle à effet fixe augmenté du paramètre π dont le paramétrage a été obtenu par tâtonnement. Les ordres de grandeurs du taux cible moyen et de son écart-type à l'âge d'ouverture des droits sont proches des valeurs estimées pour le modèle B1, à savoir 0,62 et 0,11, et on y a pris $\pi = 0,25$, en y ajoutant également un effet d'âge négatif sur la valeur moyenne du taux cible, de -0,0275 par année d'âge supplémentaire au delà de 60 ans. Ces valeurs ont été reportées en colonne B2 du tableau 6.1. On obtient un ajustement assez satisfaisant, tout en préservant la capacité du modèle B1 à simuler des réactions assez significatives aux réformes (voir graphique 6.9). En particulier, on obtient une réaction plausible à la baisse importante des taux de remplacements offerts (réforme R1), de l'ordre de 0,75 année de décalage².

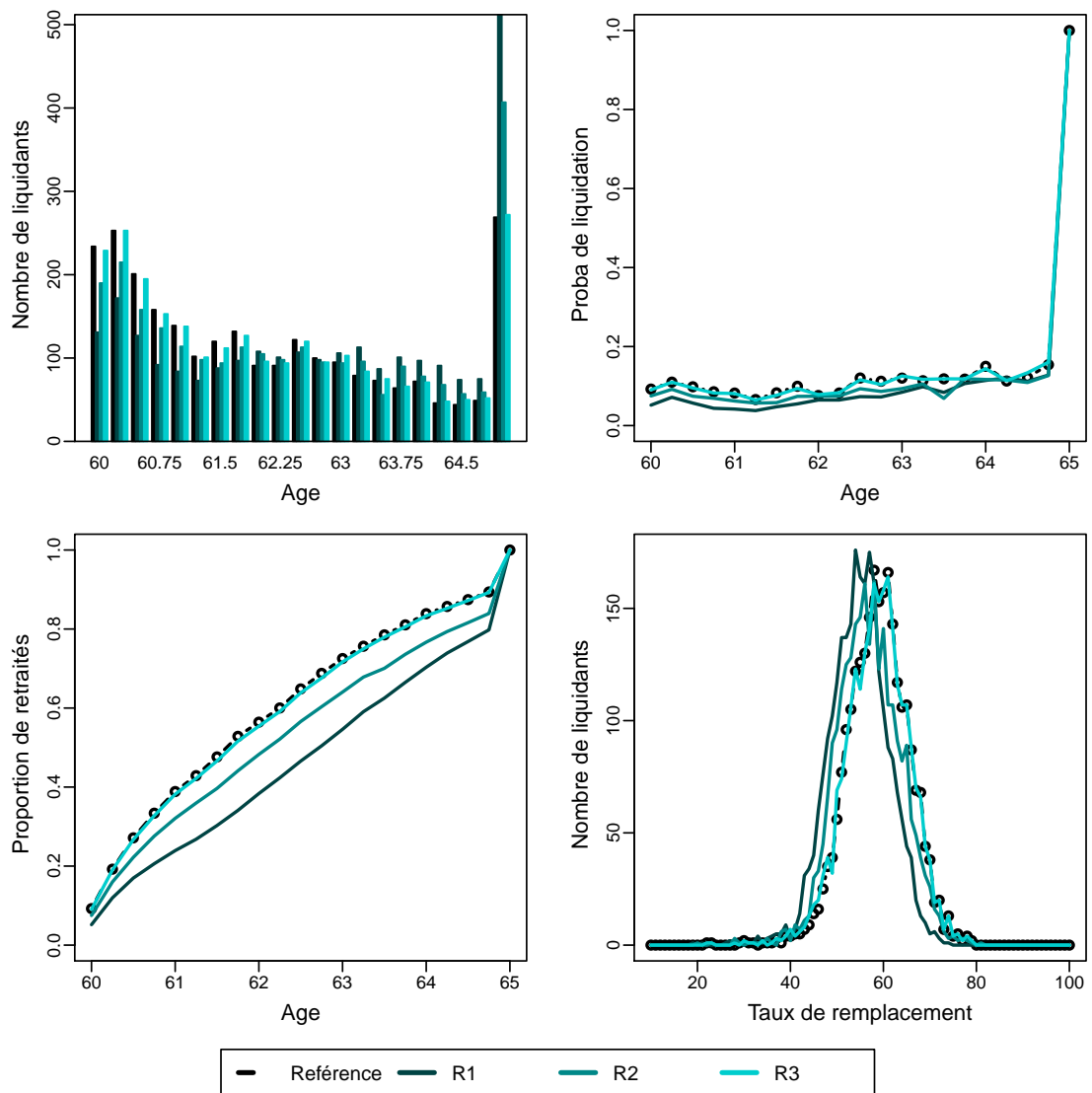
2. Pour ce modèle B2 appliqué à la catégorie A, on a aussi procédé à un autre test d'adéquation consistant à vérifier s'il rend compte du trend temporel qu'on observait sur la figure 6.2, qui figure à l'annexe E (page 290). Mais ce test est en fait difficile à mettre en œuvre car les départs reconstitués par simulation s'étaient inévitablement de part et d'autre des années de départ effectives : les pseudo-flux reconstitués par simulation débordent ainsi la période 2006-2012 et ceci interdit un rapprochement direct avec les flux constatés. Ici, on n'a pu apporter à ce problème qu'une solution partielle. Ceci explique qu'on n'ait pas cherché à généraliser ce test aux autres modèles de ce chapitre et à ceux des autres chapitres. De manière plus générale, seule la mise en œuvre des hypothèses de comportement dans le modèle Pablo finalisé permettra de bien voir comment une

FIGURE 6.8 – Ajustement du modèle B2 (Sédentaires, catégorie A).



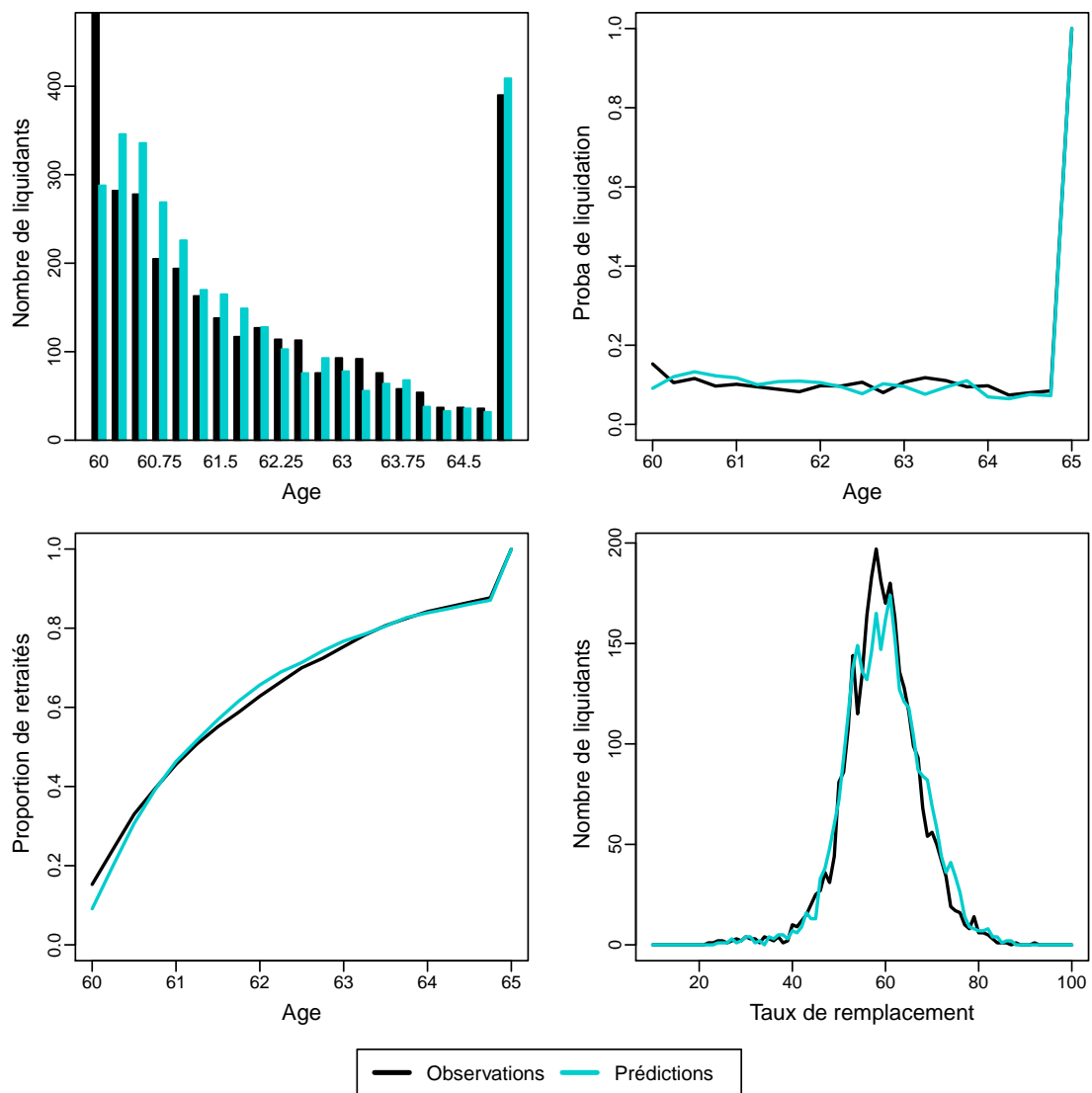
Champ : Liquidants de catégorie A de l'année 2010.

FIGURE 6.9 – Effet des réformes : modèle B2 (Sédentaires, catégorie A).



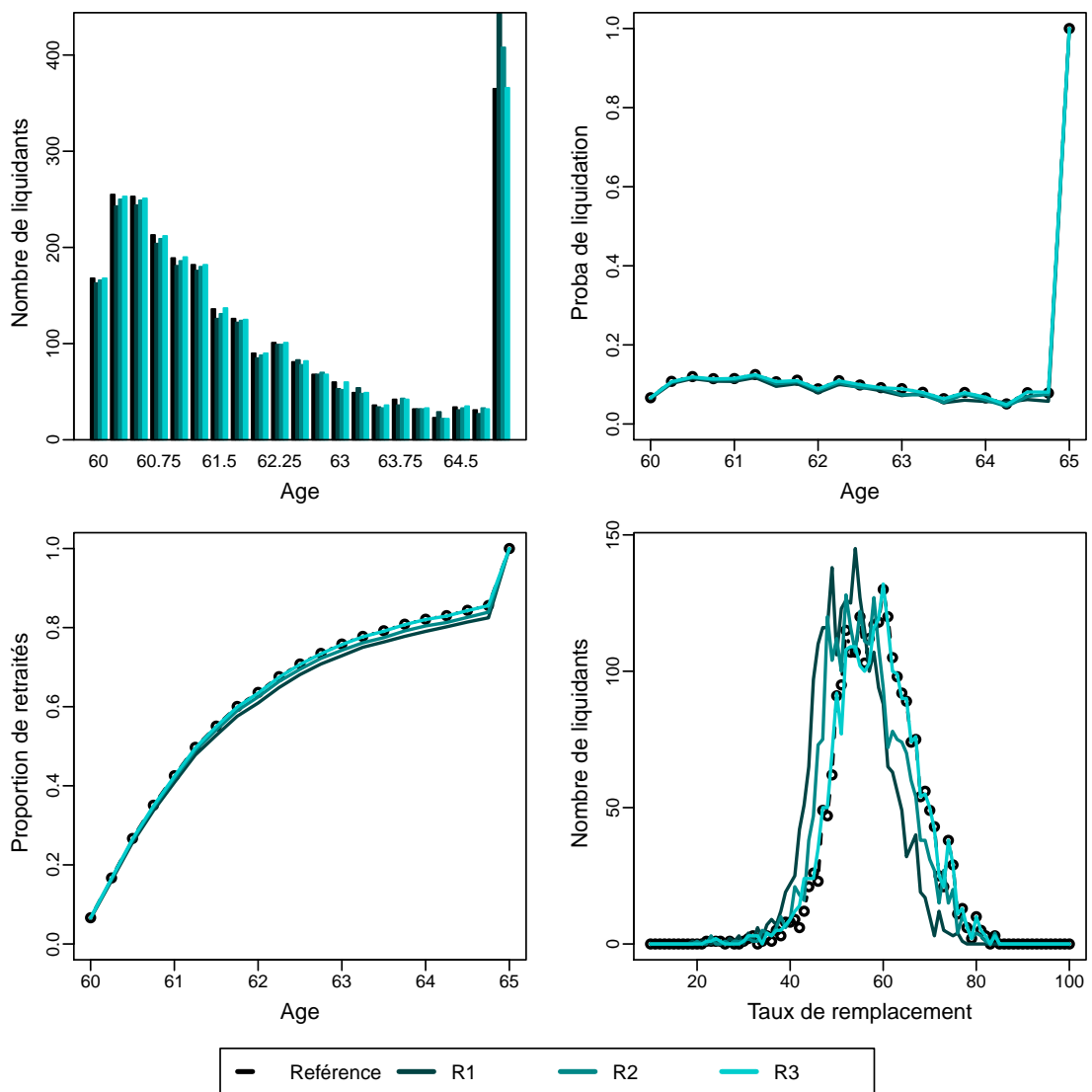
Champ : Liquidants de catégorie A de l'année 2010.

FIGURE 6.10 – Ajustement du modèle B3 (Sédentaires, catégorie A).



Champ : Liquidants de catégorie A de l'année 2010.

FIGURE 6.11 – Effet des réformes : modèle B3 (Sédentaires, catégorie A).



Champ : Liquidants de catégorie A de l'année 2010.

Néanmoins, travailler par calibrage peut-être jugé peu satisfaisant. On a donc cherché à estimer ce modèle de manière plus précise et plus rigoureuse, à nouveau par maximum de vraisemblance, aussi bien sous l'hypothèse de fixité que de variabilité temporelle de l'aléa affectant le taux cible.

Dans le premier cas où le T_{cib} est une caractéristique fixe de l'individu, les contributions à la vraisemblance doivent être modifiées de la manière suivante, en notant de manière générale $d(a) = (T_{off}(a) - T_{cib} - \alpha s(a) - \beta X(a)) / \sigma_u$ la distance réduite à laquelle l'individu d'âge a se trouve de sa droite critique individuelle :

- Pour les individus partant dès l'âge d'ouverture des droits la contribution à la vraisemblance devient tout simplement :

$$\pi F(d(a_{min})) \quad (6.7)$$

- Pour les individus partant aux âges intermédiaires, il faut cumuler tous les franchissements de la droite critique entre l'âge d'ouverture des droits et l'âge courant, les multiplier par les probabilités que ceci ne se soit pas encore concrétisé par un départ (d'autant plus faible que ce franchissement est ancien), et multiplier enfin par la probabilité π que le départ se fasse à la date courante. Ceci s'écrit :

$$\pi \left\{ (1 - \pi)^{a - a_{min}} F(d(a_{min})) + \sum_{b=a_{min}}^a (1 - \pi)^{a-b} (F(d(b)) - F(d(b-1))) \right\} \quad (6.8)$$

- Enfin, pour les individus liquidant à l'âge maximum a_{max} , la contribution est la probabilité de ne toujours pas avoir encore franchi la droite critique à cet âge, augmentée de la somme des probabilités de l'avoir franchie aux âges antérieurs sans que ceci se soit encore concrétisé par un départ, soit :

$$1 - F(d(a_{max})) + (1 - \pi)^{a_{max} - a_{min}} F(d(a_{min})) + \sum_{b=a_{min}}^{a_{max}} (1 - \pi)^{a_{max} - b} (F(d(b)) - F(d(b-1))) \quad (6.9)$$

réforme modifie les âges de départs à la fois en flux annuel et par cohorte.

Dans le cas polaire du modèle à effets variables, le calcul de ces contributions à la vraisemblance est facilitée par le fait que les probabilités de départ ou de non-départ sont indépendantes d'une période sur l'autre, conditionnellement aux variables observables. Pour un individu liquidant à l'âge a , la contribution à la vraisemblance est le produit de probabilités de non départ à tous les âges antérieurs et de la probabilité de départ à l'âge courant. Pour les âges $b < a$, les premières s'écrivent :

$$(1 - \pi) + \pi ((1 - F(d(a))) \quad (6.10)$$

et la deuxième s'écrit $\pi F(d(a))$ si $a < a_{max}$ et elle est égale à un dans le cas $a = a_{max}$ puisque le départ est obligatoire à cet âge.

Ces vraisemblances étant un peu complexes, leur validité a été testée en les appliquant sur des données simulées avec les distributions de taux offerts effectivement observées et des distributions des paramètres à estimer parfaitement connues : on retrouve à chaque fois des estimateurs cohérents avec ces hypothèses. L'estimation sur comportements réels avec introduction de la probabilité annexe π conduit en revanche à des résultats qui posent à nouveau question.

Dans le cas du modèle à effets variables, l'ajout du paramètre π ne corrige que faiblement l'aberration sur l'estimation du taux de remplacement cible moyen, ce qui va avec une probabilité π qui n'est que faiblement inférieure à un, de l'ordre de 0,75. En même temps, la maximisation de la vraisemblance s'avère problématique et l'algorithme est incapable de fournir les écarts-types des coefficients estimés. Le rôle additionnel du paramètre π s'avère très difficile à identifier dans ce modèle et il prédit à nouveau très peu de réaction à la réforme d'abaissement uniforme des taux de remplacement. On n'a donc pas creusé davantage ce modèle A2.

L'introduction du paramètre π dans le modèle à effets fixes pose moins de problèmes. Le maximum de vraisemblance arrive à converger, même lorsque le modèle est complété par l'ajout d'autres variables explicatives, dont l'effet surcote découlant du modèle à droite critique. Les valeurs estimées pour π ne sont pas aberrantes et l'effet surcote, lorsqu'on l'introduit, sort avec le signe attendu. Mais ceci est obtenu soit en tirant vers le bas le taux de remplacement cible moyen (modèles B3 et B5), soit en faisant jouer aux deux autres covariables d'âge et de salaire des rôles

anormalement élevés (modèles B4 et B6). Dans ces deux versions, une année d'âge de plus se traduit par une chute d'environ 0,10 du taux de remplacement cible moyen, ce qui l'amène à une valeur extrêmement faible au bout de cinq ans. Et on a une sensibilité également très marquée au niveau relatif du salaire.

Corrélativement, toutes ces spécifications ont pour effet de réduire sensiblement la réactivité des comportements à la réforme type d'abaissement de 10 % de l'ensemble des taux de remplacement offerts. On constate une assez bonne superposition des départs cumulés par âge et du profil des départs réels (figure 6.10), mais également une absence totale de réaction aux réformes (figure 6.11). On obtient donc à la fois un très bon ajustement et une quasi absence de réactivité à la modification des incitations financières. En termes de taux de remplacement à la liquidation, la réforme R1 se traduit donc par un déplacement d'environ 10% vers la gauche de la distribution des taux à la liquidation. Ces propriétés sont partagées par tous les modèles A2 et B3 à B6 et se démarquent nettement de ce qu'on était parvenu à obtenir par la version calibrée B2 du modèle à effets fixes.

6.2.4 Les cas des catégories B et C et des enseignants

Ces estimations ont été étendues à l'ensemble de la période 2006-2012 (comme pour les modèles « taux plein » et « incentive variables »), soit à un échantillon comparable à celui utilisé pour les estimations des chapitres 4 et 5, toujours pour les catégories A hors enseignants, sans modification notable des résultats. On aurait pu attendre de cette estimation qu'elle aide à mieux identifier les paramètres du modèle, en jouant sur le fait que les liquidants de ces différentes années ont fait face à des conditions de liquidation qui ont sensiblement évolué suite à la réforme de 2003, mais tel n'est pas le cas. En réalité, la variabilité induite par ces réformes n'est pas spécialement plus marquée que la variabilité des droits à l'intérieur de chaque cohorte de liquidants. Il n'est donc pas totalement surprenant que le passage à un échantillon global ne débouche pas sur de meilleurs résultats. Ces résultats ne sont pas reproduits ici.

On donne en revanche les résultats d'une réestimation des huit modèles, sur le flux de l'année 2010, pour respectivement les agents de catégorie B (tableau 6.2),

les agents de catégorie C (tableau 6.3), et les enseignants (tableau 6.4). L'essentiel des propriétés constatées pour les catégories A non enseignants se retrouvent sur ces deux cas de figures :

- Résultats encore plus aberrants pour le modèle à effet variable et même inefficacité de la variante A2 avec probabilité π à remédier à cet état de fait. Ce modèle semble devoir être définitivement abandonné.
- Estimations plausibles du modèle B1 mais avec, évidemment, toujours la même incapacité intrinsèque à bien reproduire l'échelonnement mensuel des départs (graphiques non reproduits), ce qu'on arrive à éviter en rajoutant à la main une valeur calibrée du paramètre π et d'un effet d'âge, sans remise en cause du taux cible à l'âge initial et de sa dispersion (modèle B2 et figures 6.14 à 6.17).
- Même dégradation du réalisme des estimations et des propriétés en variante lorsque ce modèle à effets fixes avec probabilité π est estimé par maximum de vraisemblance plutôt que calibré.
- Mêmes signes conformes aux attentes lorsque ce modèle est augmenté des effets surcote et/ou âge et salaire, mais avec des ordres de grandeur qui paraissent trop marqués, avec toujours le même défaut de vraisemblance de la réaction à la réforme d'abaissement uniforme des taux de remplacement.

TABLEAU 6.2 – Résultats des estimations (pas mensuel catégorie B).

Variables	A1	A2	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B7
Taux cible moyen	50,585 (41,717)	1,549 (NaN)	0,578 (0,003)	0,6	0,43 (0,013)	0,4 (0,03)	0,43 (0,013)	0,2 (0,053)	0,24 (0,035)
EC effet fixe			0,112 (0,002)	0,1	0,183 (0,008)	0,302 (0,023)	0,184 (0,008)	0,379 (0,038)	0,188 (0,009)
EC effet variable	34,062 (28,43)	30,047 (NaN)							
Proba de depart	1	0,146 (NaN)	1	0,4	0,168 (0,008)	0,329 (0,017)	0,168 (0,008)	0,3 (0,015)	0,162 (0,008)
Effet surcote							-0,031 (0,044)	1,339 (0,284)	
Effet d'âge				-0,03		-0,082 (0,009)		-0,106 (0,014)	
Effet salaire						-0,2 (0,036)		-0,414 (0,061)	-0,231 (0,033)
-log(LLK)	17515	17514	81020	190083	16916	16561	16916	16502	16849
N. obs.	2555	2555	2555	2555	2555	2555	2555	2555	2555

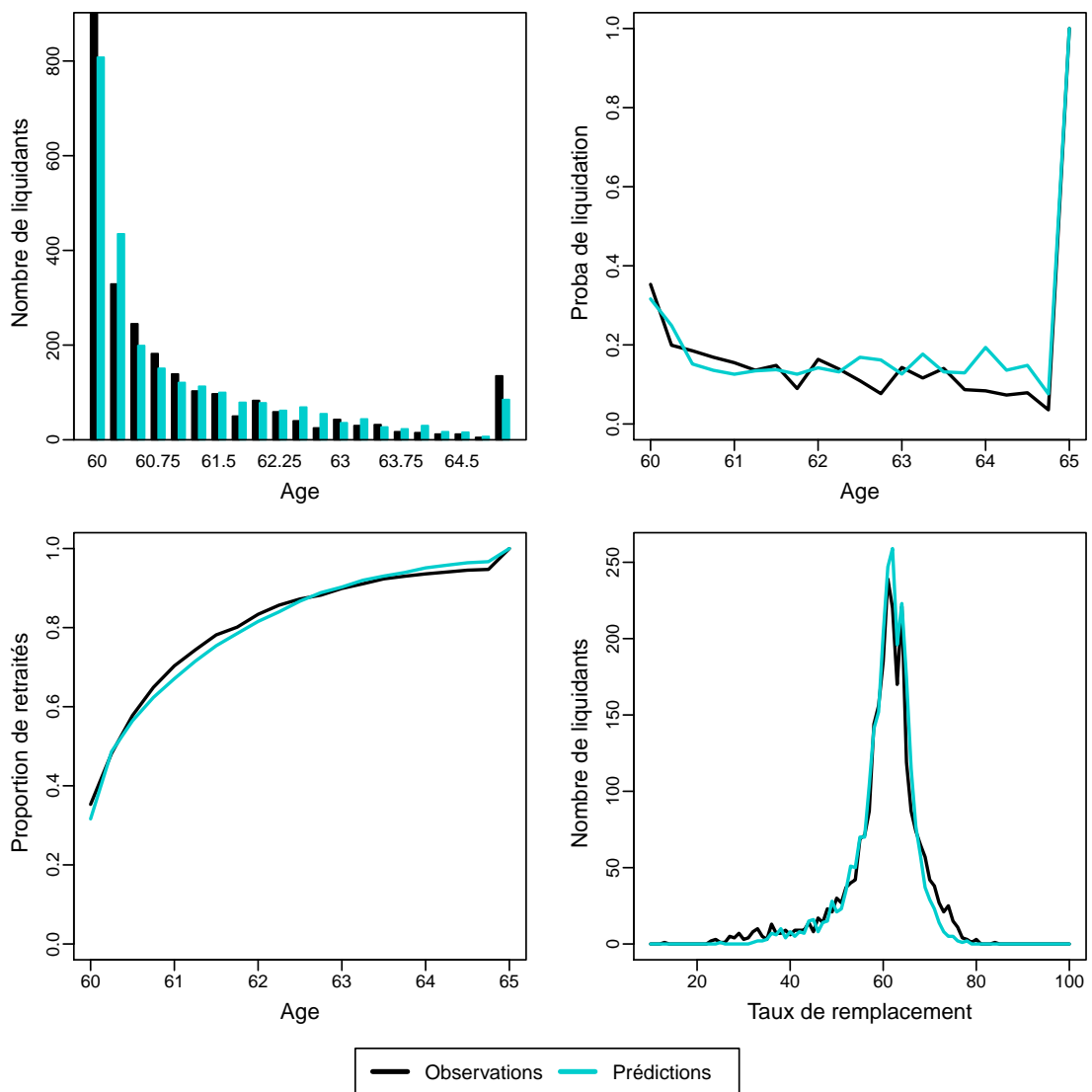
TABLEAU 6.3 – Résultats des estimations (pas mensuel catégorie C).

Variabes	A1	A2	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B7
Taux cible moyen	77,65 (55,422)	1,496 (NaN)	0,575 (0,004)	0,6	0,385 (0,015)	0,4 (0,134)	0,385 (0,015)	0,2 (0,096)	0,2 (0,065)
EC effet fixe			0,127 (0,003)	0,1	0,226 (0,011)	0,369 (0,046)	0,227 (0,011)	0,336 (0,028)	0,211 (0,009)
EC effet variable	56,573 (40,703)	30,093 (NaN)							
Proba de depart	1	0,177 (NaN)	1	0,6	0,22 (0,007)	0,465 (0,015)	0,22 (0,007)	0,3 (0,01)	0,224 (0,007)
Effet surcote							0,029 (0,096)	0,687 (0,202)	
Effet d'âge				-0,03		-0,09 (0,014)		-0,063 (0,008)	
Effet salaire						-0,073 (0,108)		-0,178 (0,076)	-0,157 (0,048)
-log(LLK)	14925	14925	71418	171764	13991	13196	13991	13272	13939
N. obs.	2295	2295	2295	2295	2295	2295	2295	2295	2295

TABLEAU 6.4 – Résultats des estimations (Enseignants, pas mensuel).

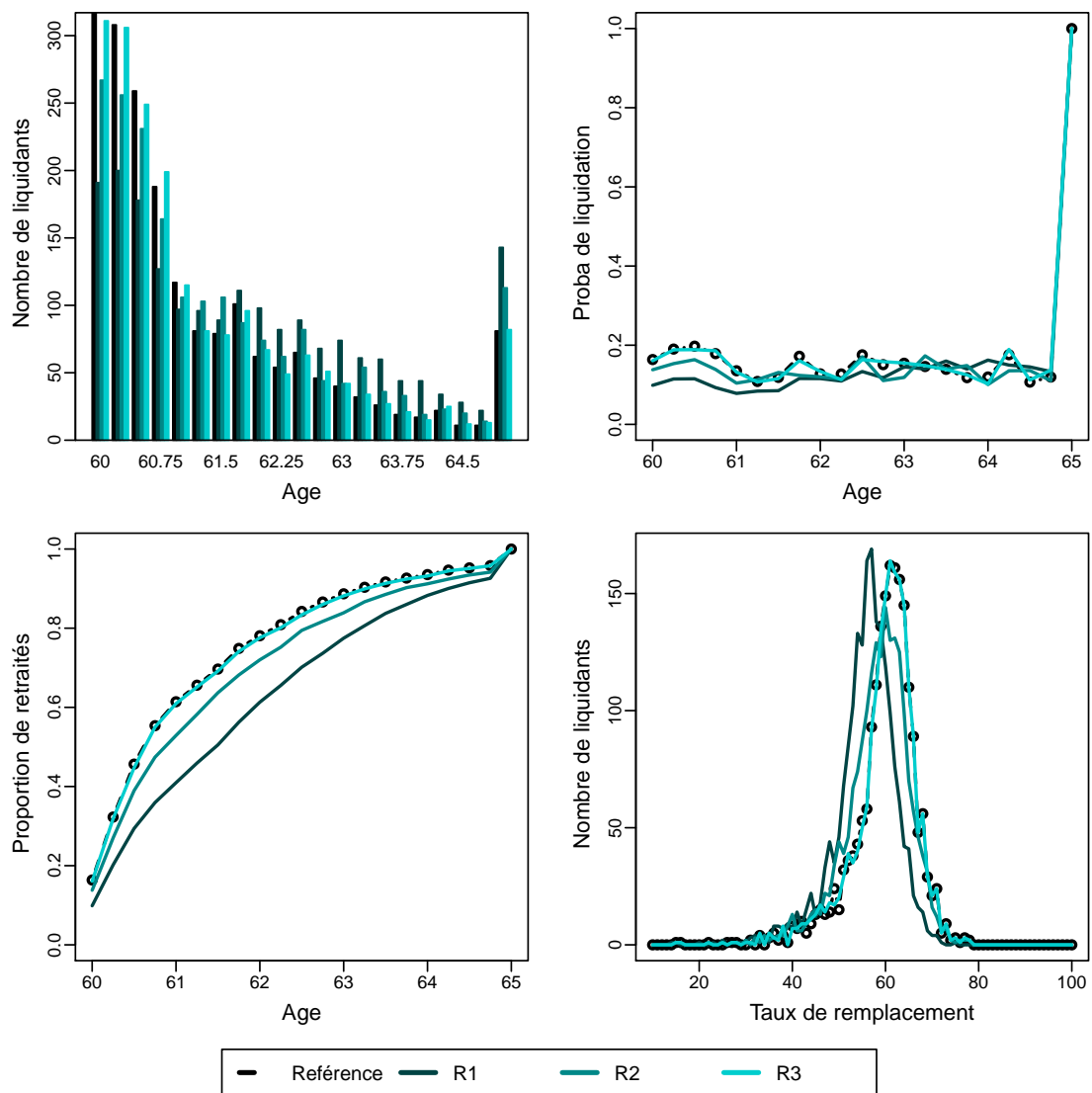
Variables	A1	A2	B1	B2	B3	B4	B5	B6	B7
Taux cible moyen	111,067 (42,055)	1,586 (NaN)	0,641 (0,002)	0,6375	0,3 (0,032)	0,464 (0,015)	0,302 (0,032)	0,469 (0,015)	0,356 (0,019)
EC effet fixe			0,115 (0,002)	0,12	0,3 (0,02)	0,356 (0,024)	0,301 (0,02)	0,349 (0,023)	0,221 (0,01)
EC effet variable	71,239 (27,133)	30,061 (NaN)							
Proba de depart	1	0,124 (NaN)	1	0,26	0,099 (0,003)	0,184 (0,006)	0,099 (0,003)	0,184 (0,006)	0,109 (0,003)
Effet surcote							-1,12 (0,359)	-0,431 (0,171)	
Effet d'âge				-0,03		-0,072 (0,007)		-0,07 (0,007)	
Effet salaire						0,155 (0,013)		0,153 (0,012)	0,146 (0,01)
-log(LLK)	53075	53075	239531	550755	52101	51443	52085	51434	51819
N. obs.		7442	7442	7442	7442	7442	7442	7442	7442

FIGURE 6.12 – Ajustement du modèle B2 (Sédentaires, catégorie B).



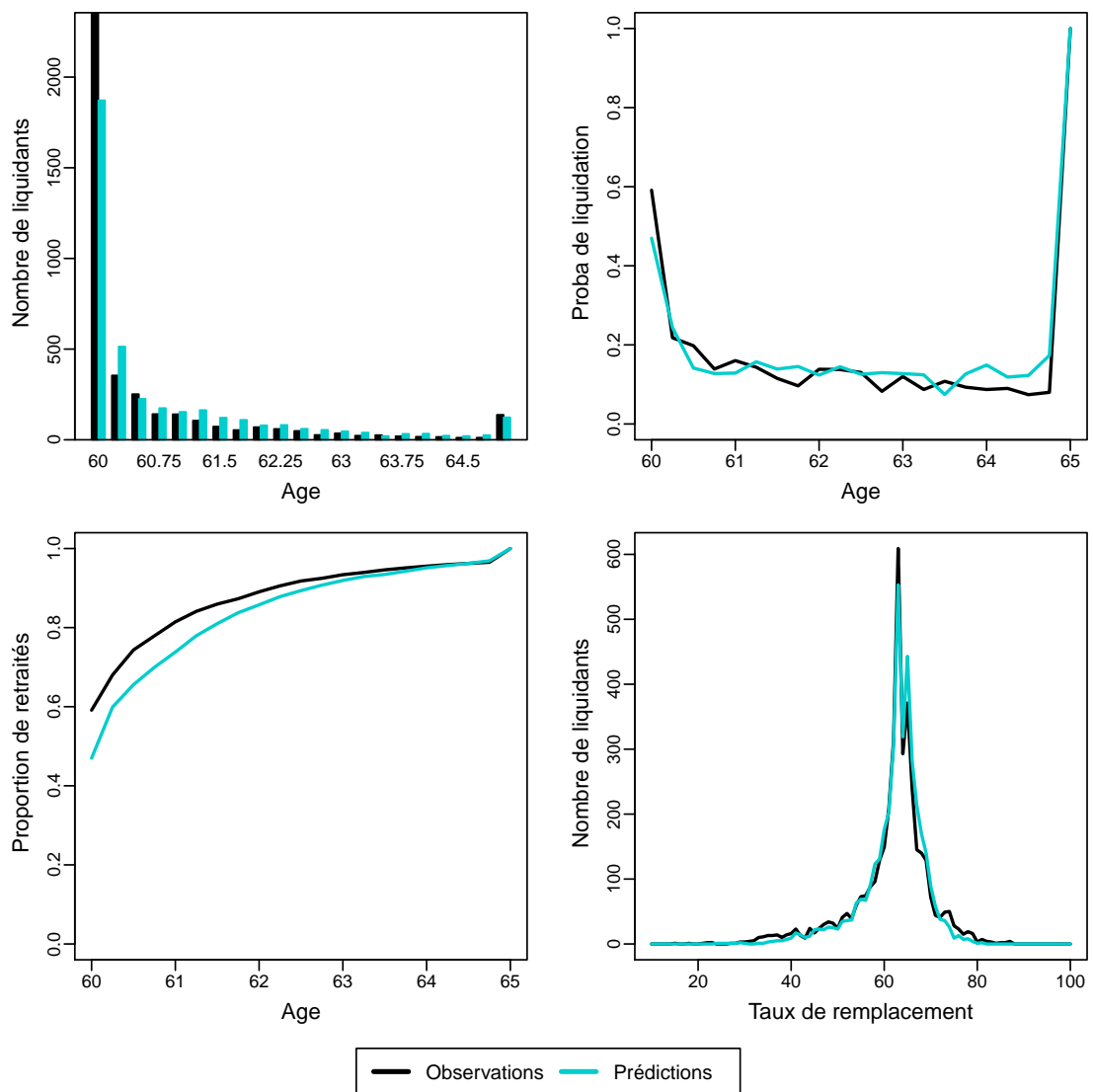
Champ : Liquidants de catégorie B de l'année 2010.

FIGURE 6.13 – Effet des réformes : modèle B2 (Sédentaires, catégorie B).



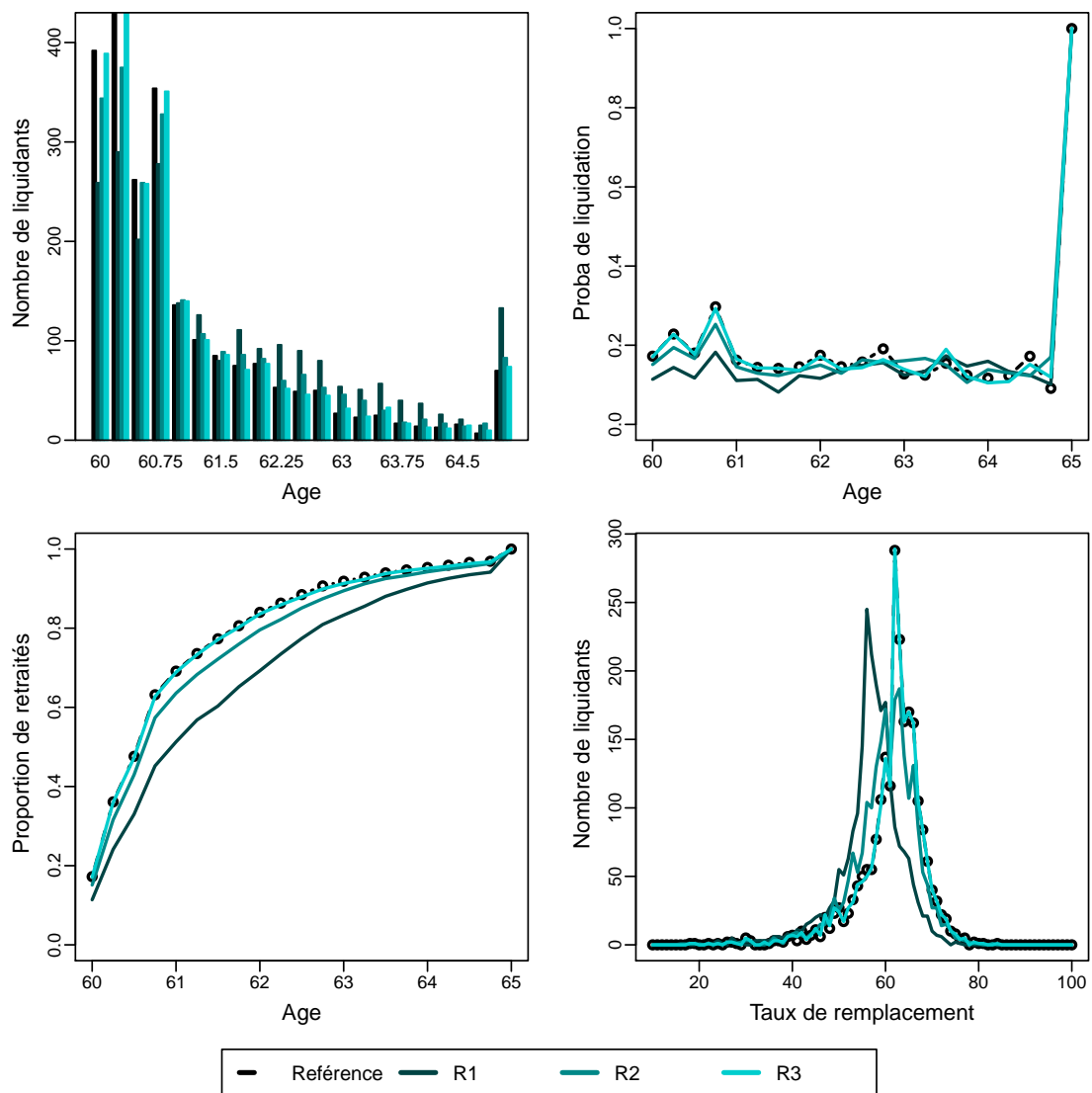
Champ : Liquidants de catégorie B de l'année 2010.

FIGURE 6.14 – Ajustement du modèle B2 (Sédentaires, catégorie C).



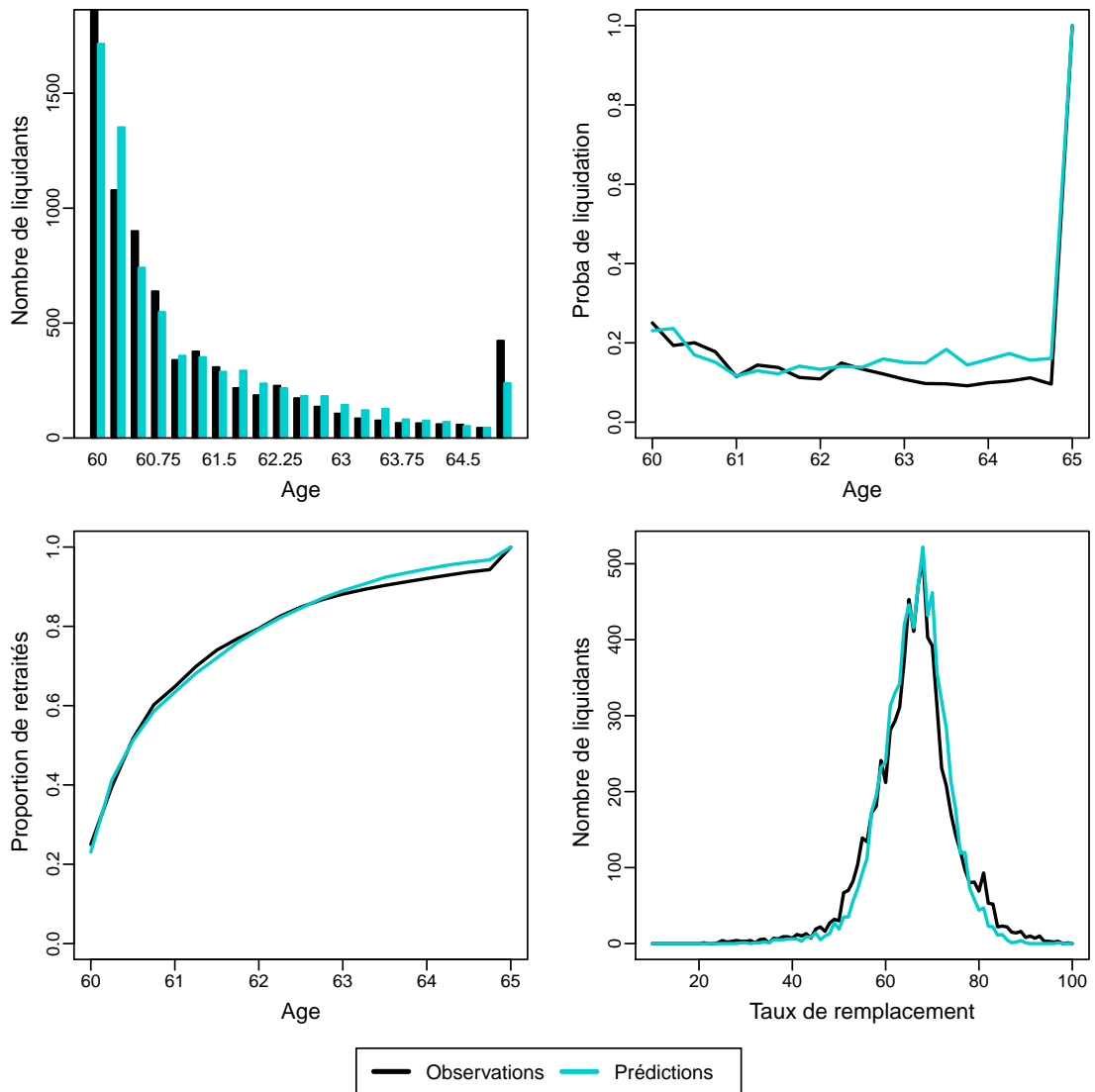
Champ : Liquidants de catégorie C de l'année 2010.

FIGURE 6.15 – Effet des réformes : modèle B2 (Sédentaires, catégorie C).



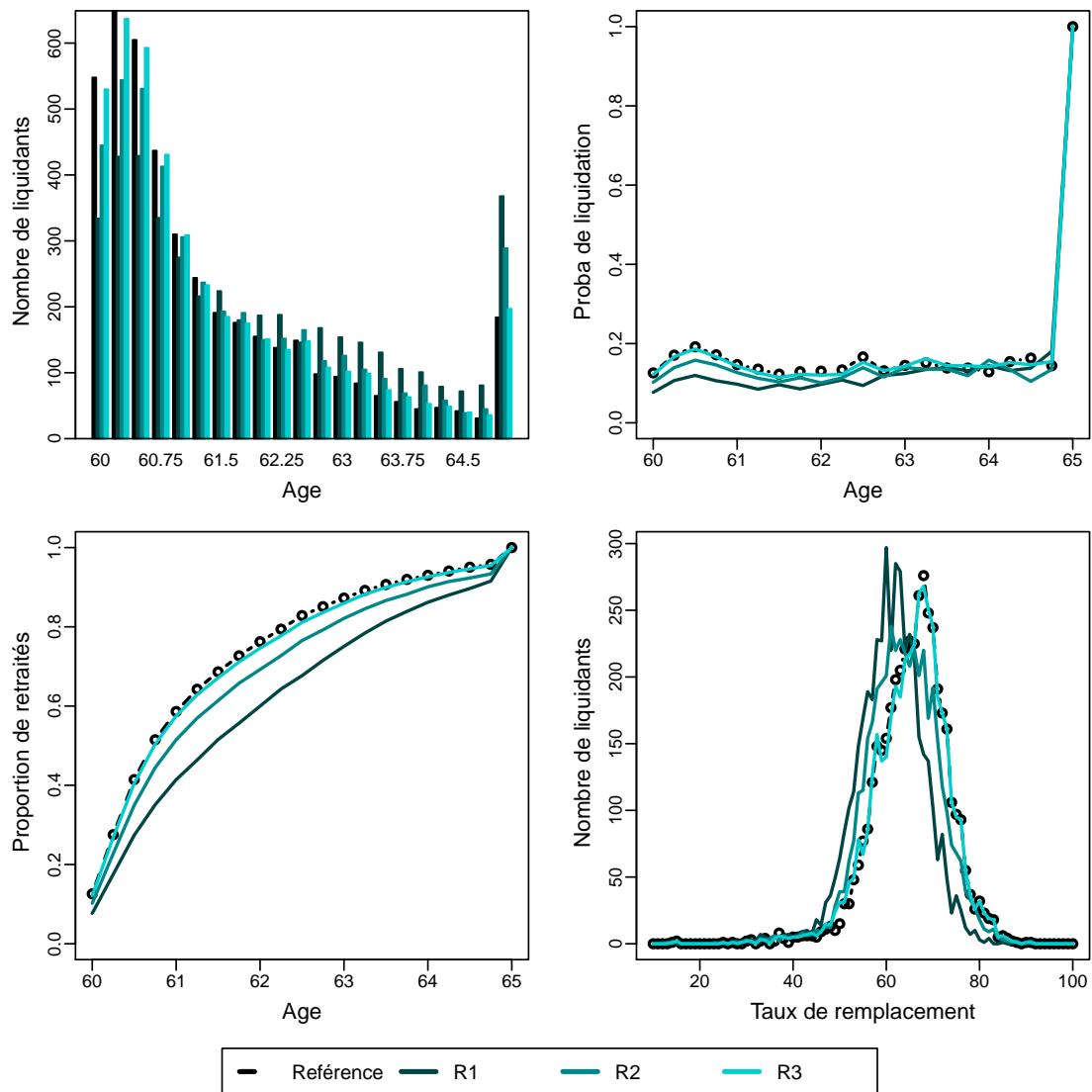
Champ : Liquidants de catégorie C de l'année 2010.

FIGURE 6.16 – Ajustement du modèle B2 (Sédentaires, enseignants).



Champ : Liquidants enseignants de l'année 2010.

FIGURE 6.17 – Effet des réformes : modèle B2 (Sédentaires, enseignants).



Champ : Liquidants sédentaires, enseignants de l'année 2010.

6.3 Estimation d'un modèle de Stock et Wise simplifié : quel bilan ?

Quel bilan tirer de ces estimations ? Il est en demi-teinte et en partie paradoxal. Le paradoxe est la difficulté à ajuster un modèle qui semblait de prime abord tautologique. Chaque individu part en effet avec un certain taux de remplacement et celui-ci est en général supérieur ou au moins égal à ceux qu'il aurait pu avoir aux âges de départ antérieurs. Les comportements observés sont donc en principe compatibles avec l'hypothèse de départ dès l'atteinte de taux cibles spécifiques à chaque individu, *a fortiori* si on fait l'hypothèse que ces taux cibles sont variables au cours du temps. Assimiler les taux cibles individuels à ces taux observés à la liquidation devrait en principe conduire à un modèle ajustant parfaitement les données et qui prévoirait de fortes réactions à des réformes baissant les taux de remplacement offerts. Or tel n'est pas le cas, tout du moins lorsqu'on tente une évaluation précise du modèle ajustant au mieux les données observées. Il y a à ces difficultés plusieurs explications possibles.

Une première difficulté aurait pu être que, si taux-cibles il y a, ceux-ci ne sont totalement observables que pour les individus liquidant à l'intérieur de la fenêtre de liquidation. Pour les individus liquidant à l'âge minimum ou à l'âge maximum, on ne dispose que d'une information plus restreinte, puisqu'on sait uniquement que le taux cible est inférieur (resp. supérieur) au taux offert à l'âge minimum (resp. maximum). Mais cette première difficulté n'a rien d'insurmontable. Le caractère partiel de l'information dont on dispose ne serait pas bloquant si le modèle sous-jacent était bien valide. Moyennant une hypothèse paramétrique *a priori* raisonnable sur la distribution des taux cible, il est possible d'estimer complètement la forme de cette distribution, comme on le fait classiquement pour les variables latentes d'un logit ou d'un probit.

Mais, dans la pratique il s'est avéré qu'on ne pouvait le faire qu'en acceptant des distributions peu réalistes des taux cibles. Soit on adopte un modèle à taux cible variable au cours du temps, et on débouche sur des valeurs aberrants du taux cible moyen et de sa variance. Soit on adopte un modèle dans lequel le taux cible

est une caractéristique fixe propre à chaque individu, et cette hypothèse s'avère incompatible avec le caractère très progressif des départs au début de la fenêtre de liquidation.

La solution qui nous a semblé la plus pertinente pour résoudre cette difficulté a été de postuler que les individus ne réagissent pas forcément de manière immédiate au franchissement du taux cible, soit parce qu'ils ne se reposent pas mensuellement la question de savoir si leur taux offert est passé au dessus de leur taux cible, soit parce que, une fois constaté qu'ils ont atteint leur taux cible, il peut leur falloir un certain délai pour procéder à la liquidation effective de leur retraite. Mais, ce faisant, on n'est parvenu qu'à une solution partielle du problème. Estimé par maximum de vraisemblance, le modèle fait reposer l'essentiel de l'ajustement sur cet élément de calendrier aléatoire, et un rôle seulement secondaire aux droits à retraite, conduisant à peu de réactivité aux effets des réformes. Ceci recoupe et éclaire rétrospectivement les résultats du chapitre précédent, qui avait également débouché vers des modèles dans lesquels la plus grande partie du calendrier des départs s'expliquait par l'existence d'un taux de départ de base, seulement faiblement modulé par le niveau des variables d'incentives, dont les effets apparaissaient d'ailleurs assez instables d'une période à l'autre.

On peut imaginer diverses pistes pour essayer de remédier encore à ce problème. Il est possible que les estimations restent encore faussées par d'autres limites du modèle :

- Soit le caractère trop simpliste de la fixité du paramètre additionnel π .
- Soit des biais dus à l'omission d'autres variables explicatives importantes du taux cible. En particulier, des facteurs inobservés peuvent affecter de manière parallèle les taux offerts et le taux cible, biaisant vers zéro l'effet apparent des premiers sur les taux de liquidation. À la limite, si tous les individus à taux offert élevé ont des taux cibles également élevés, les taux offerts n'ont plus aucun effet sur les comportements de liquidation qui deviennent totalement aléatoires.
- Soit encore des biais liés à la structure des données. Sélectionner les individus selon leur année de liquidation ne génère pas de biais si on est en régime per-

manent : une cohorte de personnes liquidant une année donnée a exactement la même distribution de caractéristiques intracohortes que n'importe quelle autre cohorte de liquidants et donne un échantillon qui n'est pas moins représentatif qu'un échantillon sélectionné selon un critère exogène tel que l'année de naissance. Mais cette neutralité n'est plus vérifiée en régime non permanent. Par exemple, une réforme l'année t qui conduit à des décalages plus marqués pour les individus qui avaient déjà tendance à liquider tard conduit en $t + 1$ à une sur-représentation des individus plutôt enclins au départ précoce, et inversement si la réforme modifie plutôt le comportement d'individus qui partaient déjà plus tard que les autres. Le profil de départ selon l'âge de la cohorte agrégeant tout les partants de $t + 1$ donnera donc une image déformée des vrais comportements.

Néanmoins, même si elle était possible, rien ne garantit que la correction de ces trois problèmes déboucherait sur un modèle beaucoup plus satisfaisant. Compliquer l'hypothèse sur le paramètre π fait perdre en parcimonie et accroît les difficultés d'identification. Essayer d'enrichir la liste des variables explicatives du taux cible peut ne pas suffire à réduire le problème de corrélation entre taux offerts et taux cibles à valeur données de ces caractéristiques observables. Enfin, même si de vraies données de cohorte étaient disponibles, elles ne corrigeraient pas le problème de base auquel on s'est heurté, l'incompatibilité du modèle de taux cible « pur » avec la progressivité constatée des départs.

Plus radicalement, on peut penser à une remise en cause des fondements mêmes du modèle. Sa tautologie apparente peut être trompeuse. Que chacun parte avec un certain taux de liquidation observé n'implique pas *ipso facto* l'existence d'un taux cible en fonction duquel s'est décidée la liquidation. Imaginons que le vrai modèle de comportement soit le modèle de départ au taux plein, ou, à la limite, un modèle de départ à âge complètement aléatoire. Il continuerait d'en découler une distribution de taux cibles apparents mais celle-ci ne ferait que refléter la distribution des taux offerts à l'âge du taux plein ou à ces âges de départ totalement aléatoires, sans que ces taux cibles apparents n'aient aucune valeur explicative réelle des comportements, et encore moins de valeur prédictive des réactions à une réforme.

Pour autant, disposer d'une option « taux cible » dans un modèle de microsimulation conserve à notre sens un intérêt incontestable. Un des objectifs du modèle est la prévision à très long terme. Sur ce très long terme, on ne sait pas exactement comment peuvent évoluer les réactions des individus face à la baisse de générosité du système. Un type de comportement qui ajuste bien les données à la date courante peut devenir progressivement moins pertinent. A l'inverse, un modèle de comportement difficile à valider sur les données courantes peut devenir progressivement plus fortement partagé par l'ensemble de la population. Dans cette perspective, il est toujours utile que le modèle puisse répondre à la question de savoir comment évolueraient les âges moyens de départ « si » les générations de liquidants à venir cherchaient en moyenne à atteindre un certain niveau de taux de remplacement, comparable à celui atteint par les générations actuelles. Dans ce cas, il n'est pas forcément nécessaire de disposer d'une estimation totalement validée par les données courantes. Utiliser l'option en projection avec un calibrage grossier de ses paramètres suffit, tel que le calibrage B2 que nous avons obtenu par tâtonnement plutôt que par maximisation de la vraisemblance et qui semble fonctionner pour les trois catégories d'agents considérés dans ce chapitre. Idéalement, on aurait pu vouloir compléter cette hypothèse de taux cible par une sensibilité du taux cible au niveau de surcote, selon la logique de l'approche de type droite critique : néanmoins, sur cet effet surcote, on ne dispose pas d'autant d'a priori que sur la distribution du taux cible, et seule une vraie estimation aurait pu en fournir l'ordre de grandeur. Faute d'être parvenus à une telle estimation, s'en tenir au modèle à taux de remplacement cible simple apparaît une solution de repli raisonnable qui a l'avantage d'une grande lisibilité.

CHAPITRE 7

COMPARAISON DES MODÈLES

Dans ce chapitre, nous regroupons les résultats des tests d'adéquation pour les différents modèles, pour les différentes sous-populations sur lesquelles ils ont été estimés. L'objectif est de déterminer quel modèle prédit le mieux les comportements de départ en retraite des fonctionnaires.

Pour chaque sous-population, nous présentons les modèles TP2 (durée d'assurance cible) et TP3 (âge d'annulation de la décote), les modèles IV2 (Peak Value) et IV3 (Option Value), aux pas mensuels et annuels. Le modèle TR a été estimé uniquement pour les fonctionnaires sédentaires, au pas annuel. Parmi tous les modèles estimés par maximum de vraisemblance, nous présentons les modèles B2 (calibrage) et B6. Nous présentons également des tableaux pour les effets des trois réformes simulées sur les âges et les niveaux de pension. On considère que le modèle a une certaine pertinence s'il parvient à prédire une réaction comportementale en lien avec les réformes simulées.

La hiérarchisation des modèles n'est pas toujours aisée, les écarts étant parfois de faible ampleur. Nous mettons d'abord l'accent sur les indicateurs de moyennes (âges moyens de départ, pension moyenne à liquidation), les plus pertinents dans le cadre de prévision de long terme, par rapport aux indicateurs de distribution (médianes, mesures du χ^2) ou de distribution jointe des pensions et des âges à liquidation. L'indicateur principal est l'écart de projection pour la pension moyenne à liquidation, qui est donc le meilleur indicateur des dépenses de pensions. Notons que les mesures d'adéquation comme le R^2 ou la *log likelihood* ne sont pas com-

parables d'une classe de modèle à l'autre, car les variables explicatives ne sont pas exactement les mêmes (par exemple l'âge limite est inclus dans les modèles TP mais pas dans les modèles IV). De même, il n'est pas possible de comparer les mesures d'écart à la distribution entre les modèles de classe TP et IV d'une part, et les modèles TR d'autre part, car celles-ci dépendent fortement de la taille de la population considérée, bien inférieure pour les modèles TR (le seul flux 2010 contre les flux 2006 à 2012 pour les autres).

Ce chapitre s'organise de la manière suivante : pour chaque sous-catégorie, nous présentons un tableau récapitulatif des tests d'adéquation pour l'ensemble des modèles estimés, pour les pas mensuels et annuels. Pour chaque catégorie, nous essayons d'identifier le modèle qui semble le plus pertinent au vu de l'ensemble de ces critères.

7.1 La fonction publique sédentaire

Catégorie A : Au pas mensuel (tableau 7.1), les modèles IV2 et IV3 correspondant à l'estimation par probit ayant pour variable explicative principale respectivement la *peak value* et l'*option value* semblent donner des résultats légèrement meilleurs : l'écart concernant les pensions moyennes est plus bas. Pour le reste des indicateurs, les résultats sont proches. Le constat semble infléchi au pas annuel (tableau 7.2) : les modèles taux plein, en particulier la définition 3 (âge d'annulation de la décote) semblent être les plus adéquats pour décrire les comportements de liquidation. Cela confirme ce que l'on avait noté au graphique 5.7 du chapitre 5, à savoir que l'impact des incitations financières semble être plus marqué au pas mensuel. On retrouve cette amélioration relative des modèles TP par rapport aux modèles IV pour toutes les sous-catégories.

Toutefois, les modèles TP et IV comportent une limite importante : comme il apparaît au tableau 7.3, ils ne prédisent aucun effet significatif sur l'âge de départ en retraite pour les réformes simulées. La presque totalité de l'ajustement se fait *via* la pension à liquidation, ce qui est irréaliste.

En comparaison, les modèles TR donnent des résultats moins bons pour la pré-

diction des âges de liquidation et des pensions à liquidation (colonnes 5 et 6 du tableau 7.1), mais prévoient des réactions aux réformes plus plausibles (par exemple, la réforme 1 simulant une baisse des pensions de 10 % s'accompagne d'une hausse de l'âge moyen de départ en retraite de 0,75 an, contre un effet nul pour les autres modèles). Selon l'importance que l'on donne à ce test d'adéquation, il est possible de considérer que le modèle TR est le meilleur pour cette sous-population.

Catégorie B : Au pas mensuel (tableau 7.4), l'âge de liquidation paraît marginalement mieux prédit par les modèles TP, en particulier le modèle TP2, avec un meilleur résultat pour la différence des âges moyens et médian, ainsi qu'un meilleur (moins élevé) score du χ^2 pour la distribution des âges de liquidation. En revanche, les modèles IV sont plus précis pour la prédiction des âges de liquidation, avec une meilleure prédiction des pensions moyennes, et surtout une prédiction plus proche du coefficient de corrélation entre pension et âge de liquidation.

À nouveau, au pas annuel (tableau 7.5) ce sont les modèles TP qui donnent les meilleurs résultats.

Le constat reste le même sur l'analyse de l'effet des réformes, qui est inexistant au pas mensuel et faible au pas annuel pour ces modèles.

En revanche les modèles TR conservent une capacité prédictive relativement plus plausible de l'effet des réformes, combinée pour cette sous-population à une prédiction assez précise des âges et pensions à liquidation. En effet, en particulier pour le modèle B6, on obtient au tableau 7.1 des résultats proches de ceux des autres classes de modèles.

Globalement, il semble donc que les modèles TR, en particulier le modèle TR2, ressortent comme les plus adéquats pour les modéliser les départs en retraite des fonctionnaires sédentaires de catégorie B.

Catégorie C : Pour les sédentaires de catégorie C, il paraît difficile de dégager un modèle plus efficace que les autres. Ceci s'explique sans doute par le fort effet d'attraction de l'âge d'ouverture des droits pour cette population.

Il semble toutefois que le modèle taux de remplacement cible donne des résultats assez satisfaisants : une prédiction des âges de départ relativement proche des

celle obtenue pour les modèles TP et IV, et une meilleure prédiction des pensions moyennes. S'ajoute à cela une meilleure réactivité aux simulations de réformes. La forte concentration des départs en retraite à l'âge d'ouverture des droits semble donc assez bien rendue par un modèle taux de remplacement cible avec une probabilité assez élevée de réexamen de départ à chaque date ¹.

Enseignants : Pour les enseignants, c'est également le modèle TR2 qui donne les meilleurs résultats, avec une bonne prédiction des âges moyens de liquidation et des pensions médianes, et une réactivité aux réformes bien meilleure. Le modèle taux de remplacement cible avec une probabilité de réexamen assez faible ² pouvant être relié aux contraintes institutionnelles des métiers de cette sous-population, permet de modéliser assez précisément les comportements de départ en retraite des enseignants.

Par ailleurs, il ne semble pas y avoir de différences importantes entre les modèles TP et TR.

1. Un coefficient de 0,36 pour cette variable pour le modèle B6 d'après le tableau 6.3 du chapitre 6, soit la valeur la plus haute parmi les fonctionnaires sédentaires.

2. Un coefficient de 0,186 pour cette variable pour le modèle B6 d'après le tableau 6.4 du chapitre 6 soit la valeur la plus basse parmi les fonctionnaires sédentaires.

TABLEAU 7.1 – Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie A, pas mensuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3	TR1 (B2)	TR2 (B6)
Âge moyen						
Observé	61,95	61,95	61,95	61,95	62,00	62,00
Simulé	61,91	61,88	61,87	61,90	61,90	61,91
Différence (pct)	0,05	0,11	0,12	0,07	0,16	0,14
Écart absolu moyen	1,89	1,89	1,81	1,83	1,79	1,86
Âge médian						
Observé	61,33	61,33	61,33	61,33	61,42	61,42
Simulé	61,33	61,25	61,25	61,33	61,42	61,25
Différence (pct)	0,00	0,14	0,14	0,00	0,00	0,27
Écart absolu médian	1,50	1,50	1,33	1,42	1,42	1,42
Pension moyenne						
Observée	36076	36076	36076	36076	36526	36526
Simulée	35802	35754	36163	36134	35733	35840
Différence (pct)	0,76	0,89	-0,24	-0,16	2,17	1,88
Écart absolu moyen	3568	3553	3176	3287	3748	3877
Pension médiane						
Observée	33668	33668	33668	33668	34042	34042
Simulée	33602	33631	33768	33853	33610	33820
Différence (pct)	0,20	0,11	-0,29	-0,55	1,27	0,65
Écart absolu médian	2602	2576	2249	2363	2828	2943
Coefficient de corrélation						
Observé	0,47	0,47	0,47	0,47	0,44	0,44
Simulé	0,43	0,42	0,42	0,41	0,17	0,35
Différence (pct)	9,70	10,51	10,55	13,19	61,89	21,03
χ^2 âge	12,36	23,92	32,15	26,36	42,31	26,59
χ^2 pension	43,10	56,83	37,40	22,07	32,82	14,17
$-2*\log(LLK)$ ou R^2	12,96	12,73	5,13	4,13	219127	23658

NOTES : Les modèles TR1 et TR2 sont estimés sur le flux 2010, tandis que les autres modèles sont estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.2 – Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie A, pas annuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	61,59	61,59	61,59	61,59
Simulé	61,55	61,55	61,56	61,54
Différence (pct)	0,06	0,06	0,05	0,07
Écart absolu moyen	1,85	1,85	1,87	1,85
Âge médian				
Observé	61,0	61,0	61,0	61,0
Simulé	61,0	61,0	61,0	61,0
Différence (pct)	0,0	0,0	0,0	0,0
Écart absolu médian	1,0	1,0	1,0	1,0
Pension moyenne				
Observée	35204	35204	35204	35204
Simulée	35212	35234	35281	35313
Différence (pct)	-0,02	-0,09	-0,22	-0,31
Écart absolu moyen	3361	3370	3422	3361
Pension médiane				
Observée	32850	32850	32850	32850
Simulée	33053	33167	33084	33058
Différence (pct)	-0,62	-0,97	-0,71	-0,63
Écart absolu médian	2251	2283	2353	2314
Coefficient de corrélation				
Observé	0,48	0,48	0,48	0,48
Simulé	0,43	0,45	0,44	0,43
Différence (pct)	9,31	6,42	7,69	9
χ^2 âge	3,78	3,09	3,29	7,69
χ^2 pension	19,43	29,17	34,12	22,48
$-2*\log(LLK)$ ou R^2	10,56	10,12	2,91	3,02

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.3 – Effet des réformes (Sédentaires, catégorie A).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3	TR1 (B2)	TR2 (B6)
<i>Pas mensuel</i>						
Réforme 1						
Effet âge (en pct)	0,00	-0,01	0,19	0,18	1,20	0,35
Effet âge (en abs.)	0,00	-0,00	0,12	0,11	0,75	0,22
Effet pension (en pct)	-9,61	-9,63	-9,57	-9,42	-6,24	-8,90
Effet pension (en abs.)	-3469	-3478	-3528	-3476	-2270	-3238
Réforme 2						
Effet âge (en pct)	0,00	0,06	0,08	-0,08	0,56	0,18
Effet âge (en abs.)	0,00	0,03	0,06	-0,06	0,35	0,11
Effet pension (en pct)	-5,79	-5,55	-6,03	-6,17	-3,02	-4,05
Effet pension (en abs.)	-2007	-1955	-2211	-2287,88	-1098	-1473
Réforme 3						
Effet âge (en pct)	0,00	0,01	0,05	0,18	0,05	0,01
Effet âge (en abs.)	0,00	0,01	0,03	0,11	0,03	0,01
Effet pension (en pct)	0,02	0,03	-0,32	0,13	-0,16	-0,35
Effet pension (en abs.)	5,91	10,10	-118,48	49,23	-56,88	-126,00
<i>Pas annuel</i>						
Réforme 1						
Effet âge (en pct)	0,13	0,09	0,20	0,10		
Effet âge (en abs.)	0,08	0,05	0,13	0,06		
Effet pension (en pct)	-9,15	-9,31	-9,16	-9,81		
Effet pension (en abs.)	-3241,20	-3296,34	-3247,30	-3503,75		
Réforme 2						
Effet âge (en pct)	0,11	0,11	0,12	0,02		
Effet âge (en abs.)	0,06	0,07	0,09	0,01		
Effet pension (en pct)	-5,01	-5,05	-5,21	-6,01		
Effet pension (en abs.)	-1501,11	-1614,15	-1889,22	-2193,52		
Réforme 3						
Effet âge (en pct)	0,13	0,09	0,08	-0,07		
Effet âge (en abs.)	0,08	0,05	0,05	-0,04		
Effet pension (en pct)	0,52	0,32	-0,02	-0,78		
Effet pension (en abs.)	183,91	111,53	-8,37	-277,41		

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.4 – Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie B, pas mensuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3	TR1 (B2)	TR2 (B6)
Âge moyen						
Observé	61,13	61,13	61,13	61,13	61,11	61,11
Simulé	61,12	61,14	61,13	61,14	61,20	61,24
Différence (pct)	0,01	-0,02	-0,01	-0,01	-0,14	-0,21
Écart absolu moyen	1,30	1,31	1,26	1,30	1,30	1,38
Âge médian						
Observé	60,50	60,50	60,50	60,50	60,50	60,50
Simulé	60,50	60,50	60,58	60,58	60,58	60,50
Différence (pct)	0,00	0,00	-0,14	-0,14	-0,14	0,00
Écart absolu médian	0,75	0,75	0,67	0,75	0,83	0,83
Pension moyenne						
Observée	20952,00	20952	20952	20952	20937	20937
Simulée	20869	20900	21008	20947	20910	20990
Différence (pct)	0,40	0,25	-0,27	0,02	0,13	-0,25
Écart absolu moyen	1485	1497	1435	1486	1586	1672
Pension médiane						
Observée	21251	21251	21251	21251	21313	21313
Simulée	21200	21210	21326	21248	21192	21278
Différence (pct)	0,24	0,20	-0,35	0,02	0,57	0,17
Écart absolu médian	865	888	805	874	1153	1152
Coefficient de corrélation						
Observé	0,38	0,38	0,38	0,38	0,35	0,35
Simulé	0,32	0,33	0,35	0,34	-0,10	0,27
Différence (pct)	16,53	12,99	7,21	10,40	127,80	23,97
χ^2 âge	17,68	21,35	68,96	97,42	51,50	58,12
χ^2 pension	17,42	11,52	17	17,43	45,26	6,33
$-2*\log(LLK)$ ou R^2	13,21	13,07	10,13	9,17	190083	16561

NOTES : Les modèles TR1 et TR2 sont estimés sur le flux 2010, tandis que les autres modèles sont estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABEAU 7.5 – Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie B, pas annuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	60,82	60,82	60,82	60,82
Simulé	60,82	60,82	60,82	60,83
Différence (pct)	0	0	-0,01	-0,02
Écart absolu moyen	1,19	1,18	1,20	1,21
Âge médian				
Observé	60	60	60	60
Simulé	60	60	60	60
Différence (pct)	0	0	0	0
Écart absolu médian	1	1	1	1
Pension moyenne				
Observée	20581	20581	20581	20581
Simulée	20606	20615	20627	20635
Différence (pct)	-0,12	-0,16	-0,22	-0,26
Écart absolu moyen	1268	1258	1283	1291
Pension médiane				
Observée	20911	20911	20911	20911
Simulée	20923	20939	20929	20965
Différence (pct)	-0,06	-0,13	-0,09	-0,26
Écart absolu médian	620	640	667	671
Coefficient de corrélation				
Observé	0,35	0,35	0,35	0,35
Simulé	0,32	0,35	0,35	0,34
Différence (pct)	10,01	2,19	1,32	3,47
χ^2 âge	4,73	2,97	3,68	3,38
χ^2 pension	11,48	11,94	28,45	23,17
$-2*\log(\text{LLK})$ ou R^2	11,46	11	8,19	8,20

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.6 – Effet des réformes (Sédentaires, catégorie B).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3	TR1 (B2)	TR2 (B6)
<i>Pas mensuel</i>						
Réforme 1						
Effet âge (en pct)	0,00	0,00	-0,09	0,04	0,97	0,35
Effet âge (en abs.)	0,00	0,00	-0,05	0,02	0,60	0,22
Effet pension (en pct)	-9,74	-9,74	-10,48	-9,92	-6,70	-8,81
Effet pension (en abs.)	-2058,78	-2058,54	-2250,84	-2117,62	-1427,11	-1871,06
Réforme 2						
Effet âge (en pct)	0,00	0,07	-0,10	0,00	0,48	0,18
Effet âge (en abs.)	0,00	0,04	-0,08	0,00	0,30	0,11
Effet pension (en pct)	-4,27	-4,15	-5,25	-4,45	-3,36	-4,24
Effet pension (en abs.)	-898,74	-865,37	-1106,77	-961,08	-715,70	-900,96
Réforme 3						
Effet âge (en pct)	0,00	0,01	-0,07	-0,01	0,03	0,01
Effet âge (en abs.)	0,00	0,00	-0,05	-0,01	0,02	0,01
Effet pension (en pct)	0,01	0,02	-0,77	-0,30	-0,14	-0,22
Effet pension (en abs.)	2,15	4,54	-166,09	-63,50	-30,69	-46,84
<i>Pas annuel</i>						
Réforme 1						
Effet âge (en pct)	0,08	0,06	0,00	0,01		
Effet âge (en abs.)	0,05	0,04	0,00	0,00		
Effet pension (en pct)	-9,49	-9,54	-9,94	-9,97		
Effet pension (en abs.)	-1971,01	-1980,15	-2070,67	-2082,38		
Réforme 2						
Effet âge (en pct)	0,06	0,13	0,03	-0,07		
Effet âge (en abs.)	0,04	0,08	0,02	-0,04		
Effet pension (en pct)	-3,85	-3,65	-4,45	-4,53		
Effet pension (en abs.)	-750,45	-722,41	-928,14	-969,19		
Réforme 3						
Effet âge (en pct)	0,08	0,06	-0,11	-0,13		
Effet âge (en abs.)	0,05	0,04	-0,07	-0,08		
Effet pension (en pct)	0,30	0,22	-0,67	-0,66		
Effet pension (en abs.)	61,37	45,14	-139,16	-137,74		

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.7 – Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie C, pas mensuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3	TR1 (B2)	TR2 (B6)
Âge moyen						
Observé	60,71	60,71	60,71	60,71	60,92	60,92
Simulé	60,68	60,67	60,68	60,68	61,02	61,01
Différence (pct)	0,05	0,07	0,04	0,04	-0,16	-0,14
Écart absolu médian	0,89	0,89	0,88	0,89	1,23	1,25
Âge médian						
Observé	60,17	60,17	60,17	60,17	60,25	60,25
Simulé	60,17	60,17	60,17	60,17	60,25	60,25
Différence (pct)	-0	-0	0	0	0	0
Écart absolu moyen	0,25	0,25	0,33	0,33	0,58	0,50
Pension moyenne						
Observée	19257	19257	19257	19257	16834	16834
Simulée	19199	19203	19276	19237	16755	16840
Différence (pct)	0,30	0,28	-0,10	0,10	0,47	-0,03
Écart absolu moyen	890	887	889	905	1073	1153
Pension médiane						
Observée	18428	18428	18428	18428	17463	17463
Simulée	18347	18377	18445	18419	17271	17325
Différence (pct)	0,44	0,28	-0,09	0,05	1,09	0,79
Écart absolu médian	196	208	256	265	634	522
Coefficient de corrélation						
Observé	0,06	0,06	0,06	0,06	0,28	0,28
Simulé	0,06	0,07	0,10	0,09	-0,37	0,23
Différence (pct)	12,89	-15,36	-55,54	-38,42	232,08	17,07
χ^2 âge	34,43	54,07	166,94	165,76	24,79	32,57
χ^2 pension	111,66	102,89	81,38	90,55	49,08	23,59
$-2*\log(LLK)$ ou R^2	24,78	24,62	24,22	23,43	171763,64	13196

NOTES : Les modèles TR1 et TR2 sont estimés sur le flux 2010, tandis que les autres modèles sont estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABEAU 7.8 – Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie C, pas annuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	60,82	60,82	60,82	60,82
Simulé	60,82	60,82	60,82	60,83
Différence (pct)	0	0	-0,01	-0,02
Écart absolu moyen	1,19	1,18	1,20	1,21
Âge médian				
Observé	60	60	60	60
Simulé	60	60	60	60
Différence (pct)	0	0	0	0
Écart absolu médian	1	1	1	1
Pension moyenne				
Observée	20581	20581	20581	20581
Simulée	20606	20615	20627	20635
Différence (pct)	-0,12	-0,16	-0,22	-0,26
Écart absolu moyen	1268	1258	1283	1291
Pension médiane				
Observée	20911	20911	20911	20911
Simulée	20923	20939	20929	20965
Différence (pct)	-0,06	-0,13	-0,09	-0,26
Écart absolu médian	620	640	667	671
Coefficient de corrélation				
Observé	0,35	0,35	0,35	0,35
Simulé	0,32	0,35	0,35	0,34
Différence (pct)	10,01	2,19	1,32	3,47
χ^2 âge	4,73	2,97	3,68	3,38
χ^2 pension	11,48	11,94	28,45	23,17
$-2*\log(LLK)$ ou R^2	11,46	11	8,19	8,20

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.9 – Effet des réformes (Sédentaires, catégorie C).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3	TR1 (B2)	TR2 (B6)
<i>Pas mensuel</i>						
Réforme 1						
Effet âge (en pct)	-0,00	0,00	-0,19	0,00	0,90	0,31
Effet âge (en abs.)	-0,00	0,00	-0,12	0,00	0,55	0,19
Effet pension (en pct)	-9,83	-9,82	-10,65	-9,99	-7,13	-9,04
Effet pension (en abs.)	-1946,03	-1944,23	-2136,08	-1989,04	-1202,16	-1531,91
Réforme 2						
Effet âge (en pct)	-0,00	0,03	-0,16	-0,03	0,26	0,06
Effet âge (en abs.)	-0,00	0,02	-0,09	-0,02	0,16	0,03
Effet pension (en pct)	-3,45	-3,29	-4,81	-4,57	-2,43	-3,01
Effet pension (en abs.)	-655,13	-621,17	-964,30	-1017,08	-485,82	-601,06
Réforme 3						
Effet âge (en pct)	0,00	0,00	-0,03	3,23	0,01	0,01
Effet âge (en abs.)	0,00	0,00	-0,02	1,97	0,01	0,00
Effet pension (en pct)	-0,00	-0,00	-0,36	13,57	-0,07	-0,07
Effet pension (en abs.)	-0,27	-0,05	-72,72	2702,10	-12,58	-11,75
<i>Pas annuel</i>						
Réforme 1						
Effet âge (en pct)	0,03	0,01	-0,24	0,01		
Effet âge (en abs.)	0,02	0,00	-0,15	0,01		
Effet pension (en pct)	-9,72	-9,80	-10,63	-9,93		
Effet pension (en abs.)	-1899,18	-1914,42	-2091,22	-1945,45		
Réforme 2						
Effet âge (en pct)	0,03	0,03	-0,11	3,39		
Effet âge (en abs.)	0,02	0,02	-0,07	2,05		
Effet pension (en pct)	-3,84	-3,87	-4,25	8,20		
Effet pension (en abs.)	-750,20	-755,12	-848,99	1589,19		
Réforme 3						
Effet âge (en pct)	0,03	0,01	-0,11	3,46		
Effet âge (en abs.)	0,02	0,00	-0,07	2,09		
Effet pension (en pct)	0,13	0,03	-0,49	13,46		
Effet pension (en abs.)	24,63	5,36	-95,59	2636,49		

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.10 – Comparaison des modèles (Sédentaires, enseignant, pas mensuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3	TR1 (B2)	TR2 (B6)
Âge moyen						
Observé	61,23	61,23	61,23	61,23	61,30	61,30
Simulé	61,17	61,18	61,16	61,18	61,25	61,31
Différence (pct)	0,09	0,09	0,11	0,08	0,09	-0,01
Écart absolu moyen	1,34	1,35	1,30	1,34	1,41	1,48
Âge médian						
Observé	60,58	60,58	60,58	60,58	60,67	60,67
Simulé	60,58	60,58	60,67	60,67	60,67	60,58
Différence (pct)	0	0	-0,14	-0,14	0	0,14
Écart absolu médian	0,75	0,75	0,75	0,75	0,92	0,92
Pension moyenne						
Observée	32741	32741	32741	32741	33306	33306
Simulée	32578	32608	32778	32741	32874	33113
Différence (pct)	0,50	0,41	-0,11	0	1,29	0,58
Écart absolu moyen	2461	2466	2315	2417	2774	2966
Pension médiane						
Observée	31780	31780	31780	31780	32404	32404
Simulée	31684	31743	31904	31853	32390	32351
Différence (pct)	0,30	0,12	-0,39	-0,23	0,04	0,16
Écart absolu médian	1285	1286	1214	1286	1780	1793
Coefficient de corrélation						
Observé	0,51	0,51	0,51	0,51	0,48	0,48
Simulé	0,42	0,44	0,44	0,43	0	0,41
Différence (pct)	17,62	14,60	14,66	15,37	99,43	13,25
χ^2 âge	228,08	247,14	268,67	297,11	75,28	52,09
χ^2 pension	243,59	247,32	214,07	243,64	84,03	61,21
$-2*\log(LLK)$ ou R^2	10,40	10,11	7,63	6,78	550755,33	51443

NOTES : Les modèles TR1 et TR2 sont estimés sur le flux 2010, tandis que les autres modèles sont estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABEAU 7.11 – Comparaison des modèles (Sédentaires, enseignant, pas annuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	60,86	60,86	60,86	60,86
Simulé	60,83	60,83	60,84	60,82
Différence (pct)	0,05	0,05	0,04	0,08
Écart absolu moyen	1,21	1,24	1,25	1,23
Âge médian				
Observé	60	60	60	60
Simulé	60	60	60	60
Différence (pct)	0	0	0	0
Écart absolu médian	1	1	1	1
Pension moyenne				
Observée	32117	32117	32117	32117
Simulée	32101	32121	32168	32145
Différence (pct)	0,05	-0,01	-0,16	-0,09
Écart absolu moyen	2086	2132	2144	2129
Pension médiane				
Observée	31138	31138	31138	31138
Simulée	31202	31205	31244	31256
Différence (pct)	-0,21	-0,22	-0,34	-0,38
Écart absolu médian	982	1043	1071	1059
Coefficient de corrélation				
Observé	0,50	0,50	0,50	0,50
Simulé	0,42	0,43	0,44	0,44
Différence (pct)	16,58	14,69	12,23	12,89
χ^2 âge	23,99	8,78	24,05	37,80
χ^2 pension	103,50	157,64	177,81	182,42
$-2*\log(LLK)$ ou R^2	12,03	10,86	7,76	7,93

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.12 – Effet des réformes (Sédentaires, enseignants).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3	TR1 (B2)	TR2 (B6)
<i>Pas mensuel</i>						
Réforme 1						
Effet âge (en pct)	0,00	-0,00	0,11	0,09	0,95	0,37
Effet âge (en abs.)	0,00	-0,00	0,07	0,06	0,59	0,23
Effet pension (en pct)	-9,41	-9,41	-9,63	-9,71	-6,94	-8,78
Effet pension (en abs.)	-3150,10	-3153,04	-3271,11	-3301,79	-2323,91	-2962,43
Réforme 2						
Effet âge (en pct)	0,01	0,04	-0,07	-0,07	0,43	0,16
Effet âge (en abs.)	0,00	0,03	-0,04	-0,04	0,26	0,10
Effet pension (en pct)	-4,55	-4,21	-5,20	-5,11	-3,03	-3,81
Effet pension (en abs.)	-1411,54	-1311,22	-1885,15	-1861,11	-1015,27	-1283,51
Réforme 3						
Effet âge (en pct)	0,01	0,01	0,07	0,09	0,08	0,03
Effet âge (en abs.)	0,00	0,00	0,05	0,06	0,05	0,02
Effet pension (en pct)	0,03	0,02	-0,32	-0,34	-0,31	-0,51
Effet pension (en abs.)	8,82	5,88	-108,11	-116,81	-105,15	-171,61
<i>Pas annuel</i>						
Réforme 1						
Effet âge (en pct)	0,15	0,11	-0,01	0,16		
Effet âge (en abs.)	0,09	0,06	-0,01	0,10		
Effet pension (en pct)	-8,88	-9,03	-9,99	-9,43		
Effet pension (en abs.)	-2905,58	-2954,48	-3296,68	-3102,30		
Réforme 2						
Effet âge (en pct)	0,15	0,14	-0,06	0,03		
Effet âge (en abs.)	0,09	0,08	-0,04	0,02		
Effet pension (en pct)	-4,01	-4,07	-5,34	-5,01		
Effet pension (en abs.)	-1290,21	-1281,54	-1777,11	-1687,58		
Réforme 3						
Effet âge (en pct)	0,15	0,10	0,04	0,16		
Effet âge (en abs.)	0,09	0,06	0,02	0,10		
Effet pension (en pct)	0,61	0,40	-0,51	-0,03		
Effet pension (en abs.)	199,93	131,92	-169,56	-8,29		

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

7.2 La fonction publique active

Les modèles TR n'ayant pas été estimés pour les fonctionnaires de catégorie active, nous comparons uniquement l'efficacité relative des modèles TP2, TP3, IV2 et IV3.

Catégories A et B : Au pas mensuel, il apparaît difficile de dégager un modèle particulièrement adéquat pour les fonctionnaires de catégorie A et B. En effet, si l'âge de départ et la pension moyenne à liquidation sont plus précisément prédits par les modèles « taux plein » (en particulier le modèle TP2, qui minimise les écarts pour les moyenne pour les âges et les pensions), en revanche les modèles IV semblent prédire de manière plus précise la distribution des pensions à liquidation, avec une meilleure précision pour la pension médiane et une meilleure mesure du χ^2 pour les pensions.

Au pas annuel, le modèle TP3 semble meilleur à la fois pour l'âge (même si la mesure du χ^2 est plus élevée), la pension à liquidation, et la corrélation entre pension à liquidation et âge de liquidation, et globalement pour l'ensemble des mesures d'adéquation proposées.

Comme précédemment, nous retrouvons pour les modèles TP l'absence total d'effet sur l'âge de liquidation des réformes simulées (tableau 7.15), et pour les modèles IV un effet contraire à ce qui est attendu (une diminution de l'âge de départ en retraite), qui est la conséquence de la relation négative entre le SSW et la probabilité de départ en retraite et l'effet négatif des réformes sur le SSW.

Catégorie C : Pour les actifs de catégorie C, le modèle *option value* est également le meilleur au pas mensuel (tableau 7.16), confirmant l'importance des incitations financières pour ces individus fortement touchés par l'introduction de la décote. La prédiction est meilleure pour les pensions en moyenne et en distribution (médiane et mesure du χ^2 , pour les pensions en moyenne et pour la distribution jointe des pensions et des âges de liquidation. Le modèle TP3 paraît légèrement meilleur pour la distribution des âges de liquidation (médiane et χ^2).

Au pas annuel (tableau 7.17), les capacités prédictives relatives des modèles

s'inversent, et le modèle TP3 égale ou dépasse le modèle IV3 pour la plupart des critères retenus (tous, excepté le coefficient de corrélation entre pension et âge).

Enseignants : Pour les enseignants actifs, il paraît impossible de départager les modèles au pas mensuel (tableau 7.19), les résultats étant presque identiques pour les quatre modèles estimés. Au pas annuel (tableau 7.20), il est également difficile de départager les modèles car les modèles IV semblent meilleurs pour les niveaux de pension (en moyenne et en distribution) et les modèles TP prédisent mieux les âges de départ en retraite. La corrélation entre pension et âge est toutefois légèrement meilleure pour le modèle IV3.

Super-actifs : Ce qui ressort des tableaux ?? et ??, consacrés aux fonctionnaires super actifs, est le niveau élevé des R^2 pour les modèles TP, proches de 50 %. Rappelons que pour ces modèles, l'indicatrice de départ à l'âge limite est incluse, et explique sans doute ces chiffres élevés. Un comportement du type « départ à l'âge limite » paraît donc adéquat pour décrire les comportements de départ en retraite de cette population.

Les modèles TP sont plus adéquats pour décrire ce type de comportements : pour l'ensemble des indicateurs proposés, les modèles TP, et en particulier le modèle TP3, donnent de meilleurs résultats.

Notons toutefois que le modèle *option value* donne également des bons résultats, en particulier pour ce qui est de la corrélation entre pension et âge de liquidation. D'après la structure des incitations pour les super actifs (cf. figure 5.5 page 149) un départ à l'âge limite peut être cohérent avec la structure des incitations financières au maintien en emploi car celles-ci sont décroissantes au cours du temps.

TABLEAU 7.13 – Comparaison des modèles (Actifs, catégories A et B, pas mensuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	59,08	59,08	59,08	59,08
Simulé	59,06	59,01	59,02	59,02
Différence (pct)	0,04	0,12	0,11	0,10
Écart absolu moyen	3,05	3,07	3	2,95
Âge médian				
Observé	59	59	59	59
Simulé	58,83	58,75	58,83	58,83
Différence (pct)	0,28	0,42	0,28	0,28
Écart absolu médian	2,67	2,67	2,58	2,58
Pension moyenne				
Observée	25292	25292	25292	25292
Simulée	24948	24920	24838	24860
Différence (pct)	1,36	1,47	1,80	1,71
Écart absolu moyen	2895	2914	2865	2838
Pension médiane				
Observée	22007	22007	22007	22007
Simulée	22168	22223	22069	22131
Différence (pct)	-0,73	-0,98	-0,28	-0,57
Écart absolu médian	1979	2043	2019	1969
Coefficient de corrélation				
Observé	0,41	0,41	0,41	0,41
Simulé	0,33	0,32	0,28	0,29
Différence (pct)	21,15	21,60	32,91	30,71
χ^2 âge	82,72	62,44	128,46	141,79
χ^2 pension	34,20	40,86	28,91	24,29
$-2*\log(\text{LLK})$ ou R^2	7,12	7,56	2,58	2,60

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.14 – Comparaison des modèles (Actifs, catégories A et B, pas annuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	58,69	58,69	58,69	58,69
Simulé	58,69	58,67	58,96	59,01
Différence (pct)	-0	0,03	-0,47	-0,56
Écart absolu moyen	3,13	3,10	3,10	3,18
Âge médian				
Observé	59	59	59	59
Simulé	58	58	59	59
Différence (pct)	1,69	1,69	0	0
Écart absolu médian	3	3	3	3
Pension moyenne				
Observée	24669	24669	24669	24669
Simulée	24628	24637	24837	24863
Différence (pct)	0,17	0,13	-0,68	-0,78
Écart absolu moyen	2890	2908	2881	2953
Pension médiane				
Observée	21606	21606	21606	21606
Simulée	22023	21995	22161	22234
Différence (pct)	-1,93	-1,80	-2,57	-2,91
Écart absolu médian	2065	2050	2082	2196
Coefficient de corrélation				
Observé	0,41	0,41	0,41	0,41
Simulé	0,32	0,33	0,29	0,27
Différence (pct)	22,55	20,42	29,35	33,53
χ^2 âge	77,64	58,78	74,86	91,25
χ^2 pension	35,78	27,40	39,28	60,13
$-2*\log(LLK)$ ou R^2	7,52	7,53	5,19	5,26

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.15 – Effet des réformes (Actifs, catégories A et B).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
<i>Pas mensuel</i>				
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	0,00	0,01	-0,10	-0,29
Effet âge (en abs.)	0,00	0,01	-0,06	-0,17
Effet pension (en pct)	-9,87	-9,83	-10,11	-10,53
Effet pension (en abs.)	-2583,34	-2573,89	-2636,70	-2750,74
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	0,00	0,02	-0,08	-0,19
Effet âge (en abs.)	0,00	0,01	-0,07	-0,11
Effet pension (en pct)	-6,54	-6,55	-6,93	-6,61
Effet pension (en abs.)	-1641,12	-1645,44	-1752,46	-1844,41
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0,00	0,00	-0,05	-0,28
Effet âge (en abs.)	-0,00	0,00	-0,03	-0,17
Effet pension (en pct)	-0,01	0,01	-0,13	-0,70
Effet pension (en abs.)	-3,29	2,48	-34,53	-182,84
<i>Pas annuel</i>				
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0,04	-0,02	-0,12	-0,12
Effet âge (en abs.)	-0,02	-0,01	-0,07	-0,07
Effet pension (en pct)	-9,97	-9,91	-10,10	-10,09
Effet pension (en abs.)	-2564,36	-2548,80	-2637,89	-2634,53
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0,04	-0,04	-0,09	-0,09
Effet âge (en abs.)	-0,03	-0,03	-0,06	-0,06
Effet pension (en pct)	-6,31	-6,34	-7,01	-7,01
Effet pension (en abs.)	-1814,68	-1811,00	-1811,00	-1800,11
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0,05	-0,03	-0,07	-0,06
Effet âge (en abs.)	-0,03	-0,01	-0,04	-0,04
Effet pension (en pct)	-0,10	-0,05	-0,13	-0,08
Effet pension (en abs.)	-26,83	-14,61	-34,44	-22,01

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.16 – Comparaison des modèles (Actifs, catégorie C, pas mensuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	56,22	56,22	56,22	56,22
Simulé	56,19	56,20	56,21	56,23
Différence (pct)	0,06	0,02	0,01	-0,01
Écart absolu moyen	1,34	1,28	1,33	1,34
Âge médian				
Observé	55,67	55,67	55,67	55,67
Simulé	55,67	55,67	55,75	55,83
Différence (pct)	0	0	-0,15	-0,30
Écart absolu médian	1	0,92	1	1
Pension moyenne				
Observée	15832	15832	15832	15832
Simulée	15719	15720	15742	15748
Différence (pct)	0,71	0,70	0,57	0,53
Écart absolu moyen	795	765	796	799
Pension médiane				
Observée	15519	15519	15519	15519
Simulée	15441	15451	15472	15514
Différence (pct)	0,51	0,44	0,30	0,03
Écart absolu médian	534	494	532	540
Coefficient de corrélation				
Observé	0,13	0,13	0,13	0,13
Simulé	0,07	0,09	0,08	0,08
Différence (pct)	46,72	33,66	42,24	42,94
χ^2 âge	157,01	138,64	351,67	398,85
χ^2 pension	34,48	36,66	29,05	32,55
$-2*\log(\text{LLK})$ ou R^2	5,86	6,70	4,57	4,60

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.17 – Comparaison des modèles (Actifs, catégorie C, pas annuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	55,89	55,89	55,89	55,89
Simulé	55,89	55,89	56,15	56,17
Différence (pct)	0	0,01	-0,46	-0,49
Écart absolu moyen	1,21	1,15	1,33	1,34
Âge médian				
Observé	55	55	55	55
Simulé	55	55	56	56
Différence (pct)	0	0	-1,82	-1,82
Écart absolu médian	1	1	1	1
Pension moyenne				
Observée	15585	15585	15585	15585
Simulée	15580	15565	15716	15732
Différence (pct)	0,04	0,13	-0,83	-0,94
Écart absolu moyen	679	642	744	744
Pension médiane				
Observée	15293	15293	15293	15293
Simulée	15308	15296	15452	15431
Différence (pct)	-0,10	-0,02	-1,04	-0,90
Écart absolu médian	462	369	531	530
Coefficient de corrélation				
Observé	0,12	0,12	0,12	0,12
Simulé	0,08	0,09	0,11	0,12
Différence (pct)	28,50	21,49	11,22	2,89
χ^2 âge	60,03	93,81	492,39	528,80
χ^2 pension	43,59	22,88	72,73	71,24
$-2*\log(\text{LLK})$ ou R^2	3,37	5,82	3,19	3,19

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.18 – Effet des réformes (Actifs, catégorie C).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
<i>Pas mensuel</i>				
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	0,01	0,00	-0,00	-0,03
Effet âge (en abs.)	0,00	0,00	-0,00	-0,02
Effet pension (en pct)	-9,83	-9,86	-9,86	-9,88
Effet pension (en abs.)	-1307,78	-1306,50	-1312,57	-1315,45
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	0,00	-0,08	0,00	-0,02
Effet âge (en abs.)	0,00	-0,05	0,00	-0,01
Effet pension (en pct)	-7,01	-1,02	-1,48	-1,21
Effet pension (en abs.)	-1850.35	-184,74	-199.11	-196.20
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	0,00	0,01	0,00	-0,02
Effet âge (en abs.)	0,00	0,00	0,00	-0,01
Effet pension (en pct)	0,01	0,01	-0,00	-0,02
Effet pension (en abs.)	0,65	1,05	-0,66	-3,10
<i>Pas annuel</i>				
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0,03	-0,25	0,08	0,00
Effet âge (en abs.)	-0,02	-0,14	0,05	0,00
Effet pension (en pct)	-9,90	-10,21	-9,64	-9,81
Effet pension (en abs.)	-1306,75	-1345,34	-1279,83	-1304,37
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0,3	-0,36	0,07	-0,01
Effet âge (en abs.)	-0,02	-0,20	0,03	-0,00
Effet pension (en pct)	-1,31	-1,45	-1,11	-1,31
Effet pension (en abs.)	-179,88	-222,25	-101.09	-180.11
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0,03	-0,25	0,10	0,01
Effet âge (en abs.)	-0,02	-0,14	0,06	0,01
Effet pension (en pct)	-0,05	-0,37	0,24	0,05
Effet pension (en abs.)	-6,56	-48,26	31,92	7,11

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.19 – Comparaison des modèles (Actifs, enseignants, pas mensuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
textbf Âge moyen				
Observé	56,66	56,66	56,66	56,66
Simulé	56,70	56,69	56,70	56,71
Différence (pct)	-0,06	-0,04	-0,06	-0,09
Écart absolu moyen	1,42	1,41	1,42	1,43
Âge médian				
Observé	56,33	56,33	56,33	56,33
Simulé	56,42	56,42	56,42	56,42
Différence (pct)	-0,15	-0,15	-0,15	-0,15
Écart absolu médian	1,17	1,17	1,17	1,17
Pension moyenne				
Observée	25029	25029	25029	25029
Simulée	24503	24486	24501	24516
Différence (pct)	2,10	2,17	2,11	2,05
Écart absolu moyen	1710	1707	1713	1721
Pension médiane				
Observée	24960	24960	24960	24960
Simulée	24715	24705	24707	24734
Différence (pct)	0,98	1,02	1,02	0,90
Écart absolu médian	1199	1188	1206	1234
Coefficient de corrélation				
Observé	0,38	0,38	0,38	0,38
Simulé	0,19	0,20	0,20	0,20
Différence (pct)	48,34	48,07	46,47	46,70
χ^2 âge	1085,23	1131,01	1086,91	1106,37
χ^2 pension	996,72	1031,90	959,99	982,70
$-2*\log(\text{LLK})$ ou R^2	2,03	2,05	1,98	1,97

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABEAU 7.20 – Comparaison des modèles (Actifs, enseignants, pas annuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	56,22	56,22	56,22	56,22
Simulé	56,24	56,25	56,50	56,49
Différence (pct)	-0,04	-0,05	-0,49	-0,49
Écart absolu moyen	1,36	1,36	1,46	1,47
Âge médian				
Observé	56	56	56	56
Simulé	56	56	56	56
Différence (pct)	0	0	0	0
Écart absolu médian	1	1	1	1
Pension moyenne				
Observée	24363	24363	24363	24363
Simulée	24000	23994	24273	24255
Différence (pct)	1,49	1,51	0,37	0,44
Écart absolu moyen	1714	1707	1729	1754
Pension médiane				
Observée	24343	24343	24343	24343
Simulée	24192	24166	24473	24455
Différence (pct)	0,62	0,73	-0,53	-0,46
Écart absolu médian	1198	1196	1320	1383
Coefficient de corrélation				
Observé	0,37	0,37	0,37	0,37
Simulé	0,20	0,22	0,24	0,25
Différence (pct)	44,50	39,41	35,01	32,05
χ^2 âge	441,69	486,77	1406,64	1397,18
χ^2 pension	587,14	585,06	443,99	442,58
-2*log(LLK) ou R^2	5,66	5,63	5,42	5,52

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.21 – Effet des réformes (Actifs, enseignants).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
<i>Pas mensuel</i>				
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0,00	0,00	-0,06	-0,08
Effet âge (en abs.)	-0,00	0,00	-0,03	-0,04
Effet pension (en pct)	-8,48	-8,46	-8,65	-8,72
Effet pension (en abs.)	-2077,33	-2069,42	-2122,17	-2138,62
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0,00	-0,00	-0,04	-0,06
Effet âge (en abs.)	-0,00	-0,00	-0,02	-0,04
Effet pension (en pct)	-2,31	-2,40	-2,49	-2,09
Effet pension (en abs.)	-604,2	-621,74	-611,18	-607,11
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	0,00	-0,00	-0,04	-0,08
Effet âge (en abs.)	0,00	-0,00	-0,02	-0,05
Effet pension (en pct)	-0,00	0,00	-0,15	-0,29
Effet pension (en abs.)	-0,53	0,47	-37,37	-72,30
<i>Pas annuel</i>				
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	0,03	-0,03	-0,02	-0,01
Effet âge (en abs.)	0,01	-0,02	-0,01	-0,00
Effet pension (en pct)	-8,30	-8,48	-8,54	-8,48
Effet pension (en abs.)	-1974,03	-2012,09	-2063,93	-2048,22
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0,01	-0,02	-0,01	-0,00
Effet âge (en abs.)	0,00	-0,01	-0,01	-0,00
Effet pension (en pct)	-2,21	-2,44	-2,40	-2,48
Effet pension (en abs.)	-513,08	-599,11	-619,11	-601,10
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	0,03	-0,03	-0,02	0,00
Effet âge (en abs.)	0,01	-0,02	-0,01	0,00
Effet pension (en pct)	0,10	-0,12	-0,08	0,01
Effet pension (en abs.)	22,83	-28,72	-18,41	1,92

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.22 – Comparaison des modèles (Actifs, super actifs, pas mensuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	54,31	54,31	54,31	54,31
Simulé	54,17	54,18	54,02	54,01
Différence (pct)	0,26	0,24	0,53	0,54
Écart absolu moyen	1,62	1,61	1,66	1,66
Âge médian				
Observé	55,08	55,08	55,08	55,08
Simulé	55	55	54,42	54,42
Différence (pct)	0,15	0,15	1,21	1,21
Écart absolu médian	1,17	1,17	1,33	1,42
Pension moyenne				
Observée	26517	26517	26517	26517
Simulée	26075	26071	25991	25990
Différence (pct)	1,67	1,68	1,98	1,99
Écart absolu moyen	1314	1316	1571	1565
Pension médiane				
Observée	24769	24769	24769	24769
Simulée	24462	24462	24362	24390
Différence (pct)	1,24	1,24	1,64	1,53
Écart absolu médian	621	616	1057	1055
Coefficient de corrélation				
Observé	0,47	0,47	0,47	0,47
Simulé	0,39	0,39	0,38	0,36
Différence (pct)	17,68	16,90	18,40	22,66
χ^2 âge	513,61	571,98	4777,47	3878,36
χ^2 pension	162,96	155,53	258,60	246,57
$-2*\log(\text{LLK})$ ou R^2	44,11	43,78	10,52	10,55

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.23 – Comparaison des modèles (Actifs, super actifs, pas annuel).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
Âge moyen				
Observé	54,03	54,03	54,03	54,03
Simulé	53,89	53,92	53,97	53,94
Différence (pct)	0,26	0,20	0,11	0,16
Écart absolu moyen	1,82	1,80	1,74	1,76
Âge médian				
Observé	55	55	55	55
Simulé	55	55	54	54
Différence (pct)	0	0	1,82	1,82
Écart absolu médian	1	1	1	1
Pension moyenne				
Observée	26049	26049	26049	26049
Simulée	25799	25793	25887	25878
Différence (pct)	0,96	0,98	0,62	0,66
Écart absolu moyen	1457	1456	1500	1523
Pension médiane				
Observée	24238	24238	24238	24238
Simulée	24207	24226	24281	24281
Différence (pct)	0,13	0,05	-0,18	-0,18
Écart absolu médian	868	847	952	995
Coefficient de corrélation				
Observé	0,46	0,46	0,46	0,46
Simulé	0,39	0,39	0,39	0,38
Différence (pct)	15,84	15,99	16,26	17,08
χ^2 âge	541,78	584,16	2204,67	3082,38
χ^2 pension	118,88	107,30	86,83	91,67
-2*log(LLK) ou R^2	39,30	39,09	20,90	20,61

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

TABLEAU 7.24 – Effet des réformes (Super-actifs).

Indicateur	TP2	TP3	IV2	IV3
<i>Pas mensuel</i>				
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	-0,00	-0,00	-0,01	-0,03
Effet âge (en abs.)	-0,00	-0,00	-0,01	-0,02
Effet pension (en pct)	-9,74	-9,73	-9,75	-9,78
Effet pension (en abs.)	-2583,73	-2576,68	-2571,32	-2579,80
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	-0,00	0,00	-0,01	-0,01
Effet âge (en abs.)	-0,00	0,00	-0,01	-0,01
Effet pension (en pct)	-5,01	-5,11	-5,38	-5,39
Effet pension (en abs.)	-1379,14	-1389,11	-1389,12	-1377,57
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	-0,00	0,01	-0,01	-0,03
Effet âge (en abs.)	-0,00	0,01	-0,00	-0,01
Effet pension (en pct)	-0,00	0,03	-0,02	-0,06
Effet pension (en abs.)	-1,20	8,27	-4,86	-15,94
<i>Pas annuel</i>				
Réforme 1				
Effet âge (en pct)	0,13	0,02	-0,02	-0,03
Effet âge (en abs.)	0,07	0,01	-0,01	-0,02
Effet pension (en pct)	-9,46	-9,64	-9,73	-9,77
Effet pension (en abs.)	-2487,58	-2532,56	-2566,67	-2575,70
Réforme 2				
Effet âge (en pct)	0,13	0,01	-0,01	-0,02
Effet âge (en abs.)	0,06	0,01	-0,01	-0,01
Effet pension (en pct)	-5,03	-5,20	-5,30	-5,22
Effet pension (en abs.)	-1369,67	-1380,09	-1401,55	-1399,44
Réforme 3				
Effet âge (en pct)	0,13	0,02	-0,03	-0,03
Effet âge (en abs.)	0,07	0,01	-0,01	-0,02
Effet pension (en pct)	0,27	0,06	-0,04	-0,08
Effet pension (en abs.)	71,51	14,76	-9,97	-20,91

NOTES : Modèles estimés sur les flux 2006 à 2012.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Cette étude a exploité les données du flux de liquidation des agents de la fonction publique d'État entre 2006 et 2012 afin d'estimer une variété de modèles de comportement de départ en retraite. Pour chaque modèle, et sur chaque catégorie d'agent, l'estimation des modèles a été suivie de tests d'adéquation complets, visant à évaluer la capacité des modèles à reproduire la distribution des âges de départ et des montants de pension, mais aussi une forme de réactivité aux modifications des barèmes de retraite.

Les résultats sont en demi-teinte. D'une part, il a été possible d'estimer les différents modèles considérés avec un succès relatif quant à leur capacité à reproduire la distribution courante des comportements de liquidation. Les tests d'adéquation sont à ce titre très satisfaisants, les écarts de prédiction restant à des niveaux très faibles. D'autre part, les modèles ont montré une faible sensibilité aux modifications des barèmes des pensions, y-compris lorsque le modèle est théoriquement censé reproduire la variation des incitations. Cette sous-réactivité des modèles aux modifications de la législation tient au fait que l'estimation économétrique des modèles sur les données courantes donne de fait un faible poids aux variables d'incitations. Les faibles coefficients qui en découlent ne permettent pas de prédire de modification substantielle de comportement, même dans le cas de réformes importantes.

Quel modèle privilégier ?

Ce constat invite à considérer l'usage des modèles de façon assez différente dans le cas de simulations à un horizon court, où les modifications de législation restent limitées, et dans ce cas de simulations de long terme. Dans ce dernier cas, il est à privilégier un calibrage des modèles permettant de reproduire une meilleure sensi-

bilité des modèles aux changements législatifs. La variété des modèles testés sur différentes catégories invite aussi à utiliser des modèles différents pour des catégories d'agents différents qui font face à des barèmes et des contraintes professionnelles différentes.

Sur cette base, et au vu des comparaisons effectuées au chapitre 7, nous recommandons d'utiliser pour des simulations de court terme le modèle IV pour les catégories A et le modèle TP-séquentiel pour les autres (catégories B, C et enseignants sédentaires, et l'ensemble des catégories actives). Pour les simulations de long terme, nous recommandons soit de privilégier le modèle TR, qui donne la meilleure prise en compte des possibles réactions comportementales, soit d'envisager un calibrage des modèles.

Quelles pistes de recherche ?

Les résultats de ce travail de recherche conduit à envisager d'autres types d'estimations des modèles de comportement de départ en retraite, dont par exemple une estimation des modèles en utilisant les variations législatives mises en œuvre avec les réformes récentes – contrairement à l'exploitation des données en coupe utilisées dans cette étude. Cela implique d'exploiter des données en panel sur des générations complètes. Une telle stratégie pourrait donner des résultats plus probants pour l'estimation de modèles de comportement de départ en retraite qui doivent non seulement reproduire la distribution courante des âges de départ mais aussi sa modification sur le long terme.

ANNEXES

Annexe A : Dictionnaire des variables

TABLEAU A.1 – Variables socio-démographiques

Variable	Description
rang	Identifiant individuel
sexe	Sexe (1 : masculin ; 2 : féminin)
year	Année de naissance
month	Mois de naissance
nb_enfant	Nombre d'enfant
an_nais_enfant	Année de naissance du dernier enfant
sante	Indicatrice de congé longue maladie ³
dept_dom	Département du domicile au moment de la liquidation
annai_conj	Année de naissance du conjoint (dans le cas d'un mariage uniquement)

TABLEAU A.2 – Variables d'emploi

Variable	Description
pop_civ	Catégorie d'emploi (1 : sédentaire ; 2 : actif ; 3 : super-actifs)
catego	Rang des militaires (1 : officier ; 2 : sous-officiers, caporaux et militaires du rang)
cl_mili	Type de carrière des militaires (1 : carrières longues ; 0 carrières courtes)
grade	Grade (A+, A, B et C) ⁴
grad_cod	Libellé du grade du dernier emploi occupé avant la radiation des cadres

3. L'indicatrice vaut 0 pour les individus qui ont connu un arrêt du type « congé de longue maladie » dans les cinq ans qui précèdent la date de leur retraite, 1 pour les autres.

4. Le grade ne peut être déterminé pour les agents de la Poste et de France Télécom.

Suite de la page précédente ...

Variable	Description
grad_lib	Codification du grade du dernier emploi occupé avant la radiation des cadres
admi2	Administration d'accueil au moment du départ en retraite

TABLEAU A.3 – Variables de rémunération

Variable	Description
indm	Indice majoré au moment de la radiation des cadres
taux_prime	Indication sur le taux de prime moyen ⁵
pcs_prime	Poste de la nomenclature de la DGAFP à partir duquel a été renseigné le taux de prime
ir_indice	Prime d'indemnité de risque (IR) des douanes (comprise dans indm).
issp_taux	Taux de prime d'Indemnité de sujétions spéciales (ISS) de police (comprise dans indm)
taux_prime_net	Indication sur le taux de prime hors primes incluses dans indm ⁶

TABLEAU A.4 – Variables de droits de pensions

Variable	Description
dod	Date d'ouverture des droits
borne_sup	Date maximum des simulations ⁷
calc_agejouinim	Age en mois à la jouissance de la pension
jouini_modif	Date à laquelle la pension a été liquidée
montantpens_def	Montant annuel de la pension au moment de la liquidation
accessoires	Montant annuel des accessoires
montantmajo_enfant	Montant de la majoration pour enfant au moment de la liquidation (compris dans les accessoires)
calc_bonifacq112	Bonifications acquises en jours de type L.12

5. Ces taux de primes moyens sont issues des tableaux 6.4.3 et 6.4.4 pages 146 et 147 de l'édition 2013 du *Rapport sur l'état de la fonction publique et les rémunérations* publié par la DGAFP.

6. Pour les personnes qui touchent une prime type ISSP, nous avons donc la relation suivante : $\text{taux_prime_net} = \text{taux_prime} - \text{issp_taux}$. Le taux de prime net vaut 0 si le taux ISSP est supérieur ou égal au taux de prime (cela provient du fait que la variable *taux_prime* n'est pas connue au niveau individuel).

7. La borne supérieure de la plage des simulations est la limite d'âge sauf si les agents ont emandé un maintien en fonction ou un report de la limite d'âge.

Suite de la page précédente ...

Variable	Description
calc_bonifacqnon12	Bonifications acquises en jours de type non L.12
ref_autreregassur	Durée d'assurances dans les autres régimes à la liquidation

TABLEAU A.5 – Variables de pension simulées

Variable	Description
cas_simul	Type de simulation effectuée (1 : liquidation proche de radiation ; 2 : liquidation longtemps après radiation)
montantini	Montant annuel simulé de la pension avant décote, surcote et minimum garanti
pounor	Pourcentage de liquidation simulé, avant décote et surcote.
indm	Valeur de l'indice majoré relative à la période de simulation
pertedec	Perte annuelle simulée liée à la décote
gainsur	Gain annuel simulé lié à la surcote
gaimg	Gain annuel simulé lié à l'attribution du minimum garanti
montantdef	Montant annuel simulé de la pension (montantini - pertedec + gainsur + gainmg)
calc_servacq	Durée de services dans la fonction publique en jours à la date de radiation simulée
dureeassur	Durée d'assurances en jours dans tous les régimes à la date de la simulation

Annexe B : Tests de sensibilité à la définition des polypensionnés

Dans cette annexe, nous revenons en détail sur la gestion des fonctionnaires (civils) polypensionnés. Comme précisé à la partie 2, nous avons retiré de l'échantillon utilisé pour l'estimation des modèles les individus ayant plus de deux années validées dans d'autres régimes que la fonction publique. Rappelons que ce filtre est théoriquement justifié dans la mesure où les modèles reposant sur les incitations financières (modèles IV et TR dans ce rapport) n'ont guère de sens dès lors qu'une large part de la pension n'est pas connue.

Ce filtre représentant une part croissante des flux de départs en retraite au cours du temps, il convient toutefois d'étudier en détails les implications de ce choix. Dans un premier temps, nous analysons l'évolution qualitative et quantitative de cette population au cours du temps. Ensuite, nous testons la sensibilité de nos estimations à la variation du seuil de deux années hors fonction publique, arbitrairement fixé pour sélectionner l'échantillon. Enfin, pour le modèle taux plein, pouvant le mieux s'appliquer au cas des polypensionnés, nous présentons des résultats sur la capacité prédictive du modèle pour les comportements de départ en retraite des polypensionnés.

Statistiques descriptives

Le tableau B.1 présente la part des polypensionnés parmi les liquidants des flux 2006 à 2012⁸. Il apparaît que la part des polypensionnés augmente de manière régulière au cours du temps, mais que la durée moyenne validée hors fonction publique stagne voire diminue.

Une des questions importantes est de savoir si ces polypensionnés ont des comportements de liquidation spécifiques et différents des monopensionnés. Une telle

8. Après discussions avec le SRE, il est établi que la variable permettant d'identifier les durées validées dans d'autres régimes (la variable *ref_autreregassur* dans les bases individuelles) n'est renseignée de manière fiable qu'à partir de 2007-2008.

question nécessite une analyse approfondie qui dépasse le cadre de ce rapport. En première approche, le graphique B.1 présentant les distributions des proportions de liquidants par âge pour les mono- et polypensionnés (sédentaires des flux 2006 à 2012) semble suggérer que des différences de comportements de départ en retraite peuvent exister entre les deux populations. En effet la distribution des âges de liquidation des monopensionnés semble plus concentrée à l'âge d'ouverture des droits, alors que les polypensionnés partent plus souvent à l'âge limite (qui correspond à l'âge d'annulation de la décote dans le régime général, susceptible d'avoir un pouvoir d'attraction pour les individus ayant une pension importante dans ce régime).

TABLEAU B.1 – Evolution de la part des polypensionnés

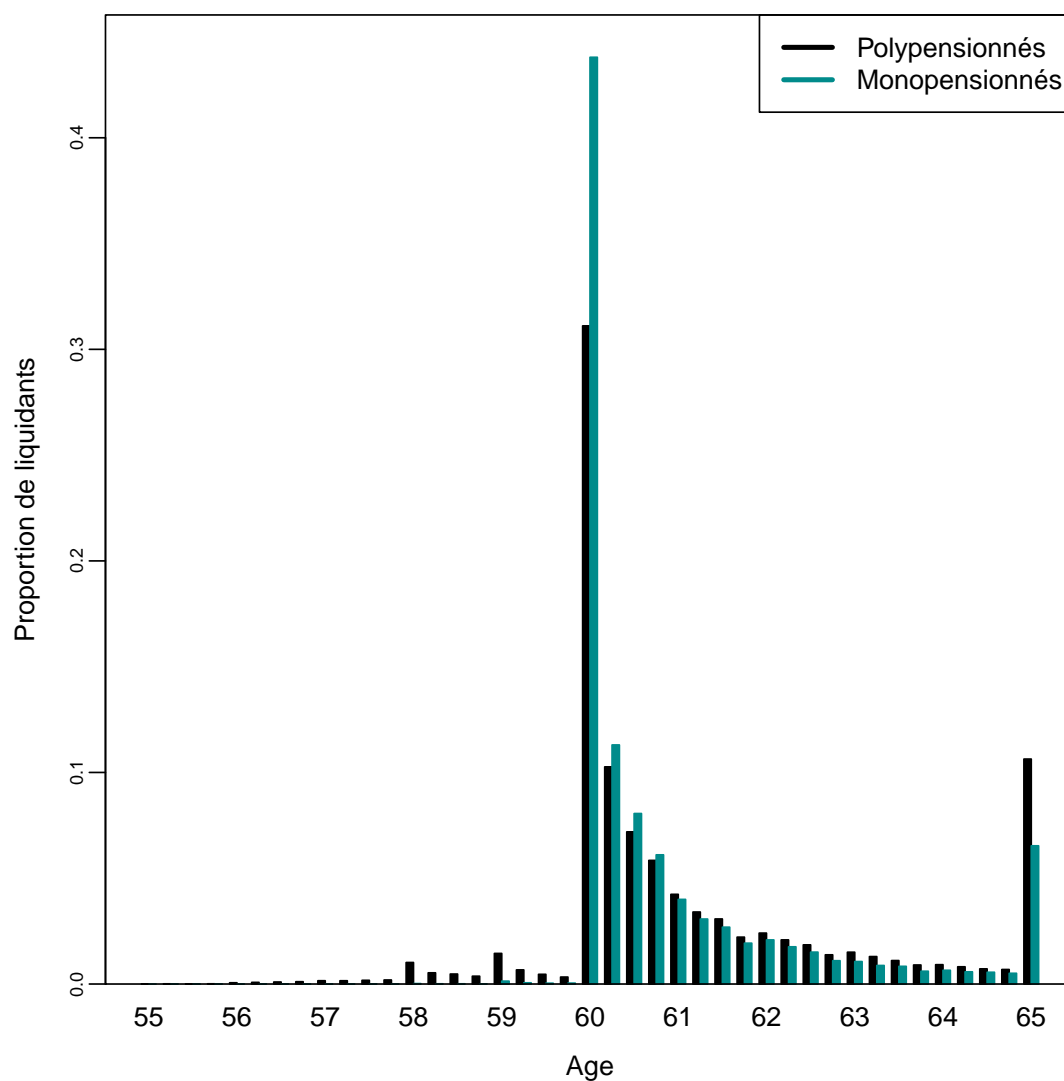
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Nombre de polypensionnés	20481	28775	32462	27849	29608	27741	22483
Part de polypensionnés	0.32	0.42	0.47	0.48	0.50	0.53	0.54
Durée moyenne hors FP	9.07	8.56	8.51	8.13	7.99	8.26	8.70
Q2 durée hors FP	6.75	6.25	6.00	5.75	5.75	5.75	6.00
Q1 durée hors FP	12.00	11.00	11.00	10.50	10.25	10.50	11.25
Q3 durée hors FP	66.75	51.75	53.00	54.75	45.50	45.00	50.00

Variantes

Sur demande du SRE, nous vérifions ici la sensibilité des résultats obtenus à la définition adoptée, c'est à dire au seuil de durée validée hors fonction publique au-delà duquel nous classons un individu parmi les polypensionnés (et donc hors échantillon).

Le graphique B.2 présente la proportion de polypensionnés pour les flux 2006 à 2012 selon différents seuils utilisés : 0, 2 ans, 4 ans et 8 ans. En toute logique, il apparaît que la proportion de polypensionnés augmente à mesure que le seuil diminue. Ainsi pour le flux 2012, la proportion de polypensionnés pour les seuils de 0, 2, 4 et 8 ans est respectivement de 80, 54, 37 et 20 %. D'autre part, notons que l'augmentation de la part des polypensionnés au cours du temps n'est pas uni-

FIGURE B.1 – Distribution des départs en retraite : poly- et monopensionnés



Champs : Fonctionnaires sédentaires des flux 2006 à 2012

forme pour les différentes définitions : l'augmentation pour les plus petites durées (inférieures à 2 ans) est bien plus significative que pour les durées importantes.

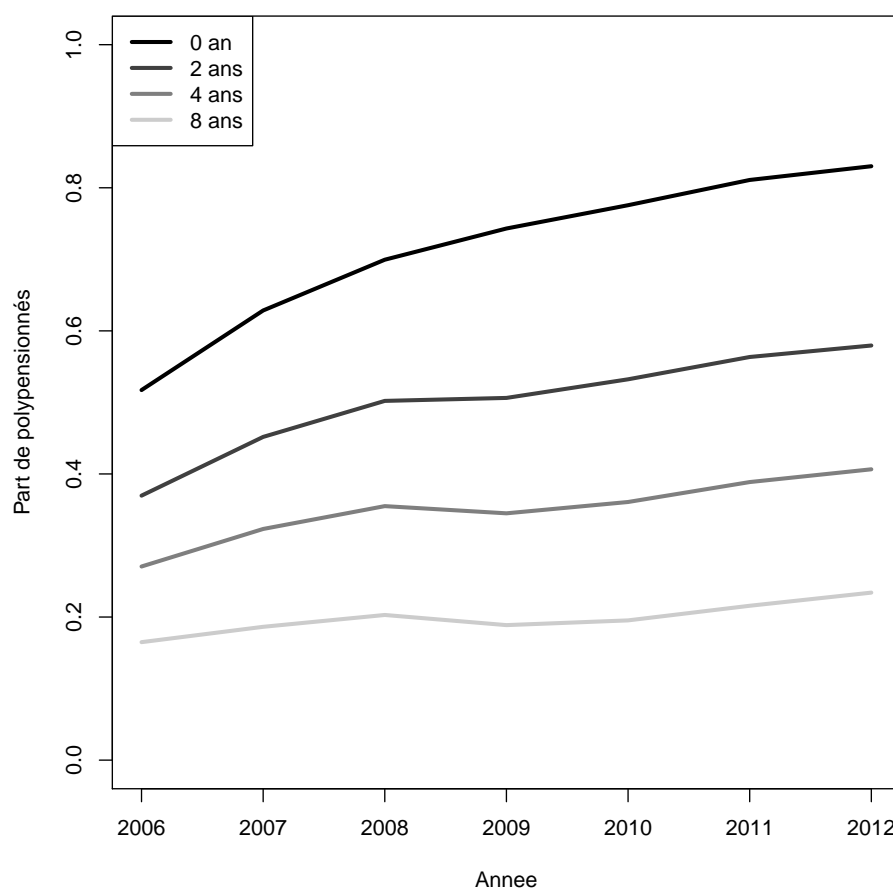
Nous comparons ensuite les résultats des estimations pour le modèle taux plein pour les différentes définitions des polypensionnés. Le tableau ?? présente les résultats des estimations, les comparaisons entre âges de départ prédits et observés sont rassemblées au graphique B.3

Une question importante est de savoir dans quelle mesure les estimations proposées sont sensibles à la définition adoptée. Nous avons donc estimé le modèle « Taux plein » (définition TP3) présenté dans le rapport en utilisant des échantillons avec une définition moins restreinte des polypensionnés (pour des durées hors fonction publique nulles, ou supérieures à 4 ans ou 8 ans).

Il apparaît au tableau B.2 que les paramètres estimés ne varient pas significativement par rapport à la définition des polypensionnés adoptée dans nos estimations (un seuil à 2 ans). Les seules différences sont observables pour la définition la plus large des polypensionnés (seuls ceux qui ont toute leur carrière à la fonction publique sont retenus dans l'échantillon). Notons de plus que l'effet attracteur du taux plein semble diminuer à mesure que l'on incorpore les polypensionnés, ce qui peut s'expliquer par l'interaction avec les choix de liquidation des pensions dans les autres régimes.

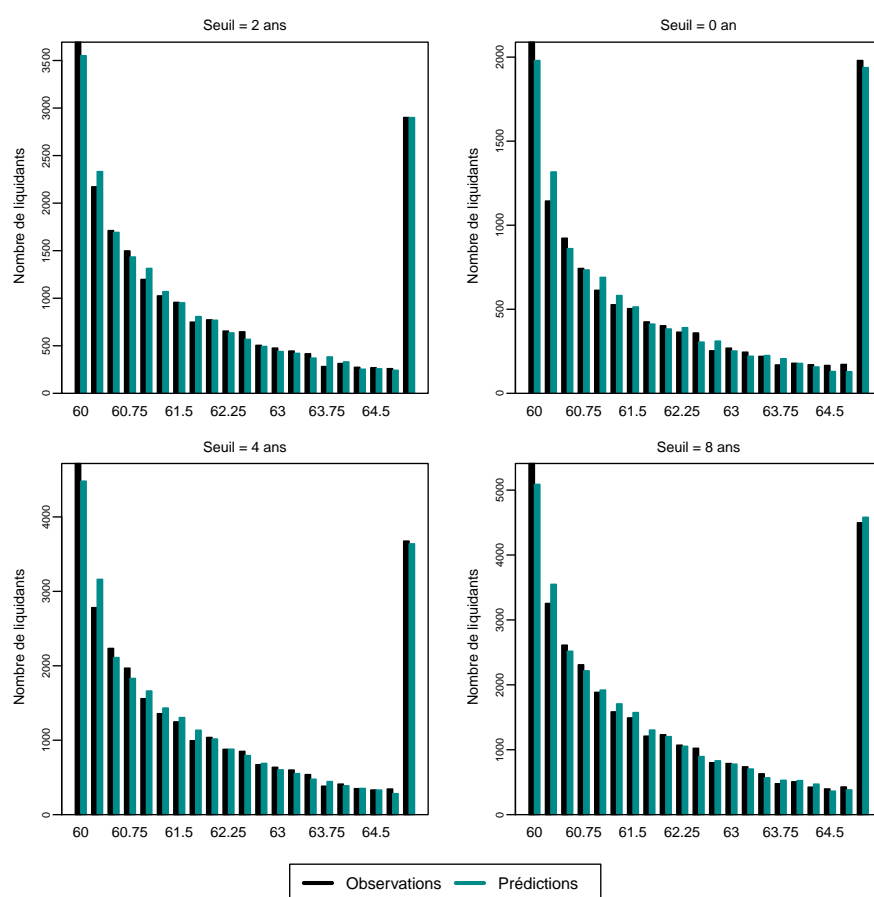
La figure B.3 présente la comparaison des âges de départs observés et prédits en fonction du seuil choisi pour filtrer les polypensionnés. Il apparaît que la définition adoptée est celle qui donne les meilleurs résultats, mais que le changement de seuil ne change pas fondamentalement l'analyse, les distributions (à la fois observées et prédites) étant assez peu sensibles au seuil adopté.

**FIGURE B.2 – Proportions de polypensionnés selon le seuil considéré (sé-
dentaires)**



Lecture : Dans le flux 2012, 80 % des individus sont polypensionnés si il suffit d'avoir travaillé un jour hors fonction publique pour être considéré comme tel.

FIGURE B.3 – Distribution des départs en retraite selon le seuil



Champs : Données SRE

TABLEAU B.2 – Estimation du Modèle TP3 selon le seuil adopté

	Seuil : 2 ans	Seuil : 0 an	Seuil : 4 ans	Seuil : 8 ans
Constante	0.17 (0.18)	0.28 (0.23)	-0.11 (0.16)	-0.19 (0.14)
TP3	0.47*** (0.02)	0.48*** (0.02)	0.45*** (0.01)	0.44*** (0.01)
Avant TP3	-0.07** (0.02)	-0.02 (0.03)	-0.08*** (0.02)	-0.09*** (0.02)
Après TP3	0.08*** (0.01)	0.08*** (0.02)	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.01)
AOD	0.22*** (0.01)	0.23*** (0.02)	0.22*** (0.01)	0.22*** (0.01)
Age limite	7.25 (7.19)	7.33 (8.69)	7.22 (6.42)	7.22 (5.83)
Age	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.03*** (0.00)	-0.02*** (0.00)
Salaire (x10000)	-0.05*** (0.00)	-0.05*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)
Mauvaise sant ?	0.12*** (0.02)	0.11*** (0.03)	0.14*** (0.02)	0.14*** (0.02)
Sexe (ref : homme)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.08*** (0.01)
Marié	0.11*** (0.01)	0.11*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.12*** (0.01)
Avec enfant	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
<i>Pseudo R</i> ² (en pct)	12.73	15.36	12.19	12.22
AIC	152835.30	84774.44	199656.26	238304.66
BIC	152968.62	84901.73	199792.69	238443.39
Log Likelihood	-76405.65	-42375.22	-99816.13	-119140.33
Deviance	152811.30	84750.44	199632.26	238280.66
Num. obs.	493893	298683	639830	775108

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

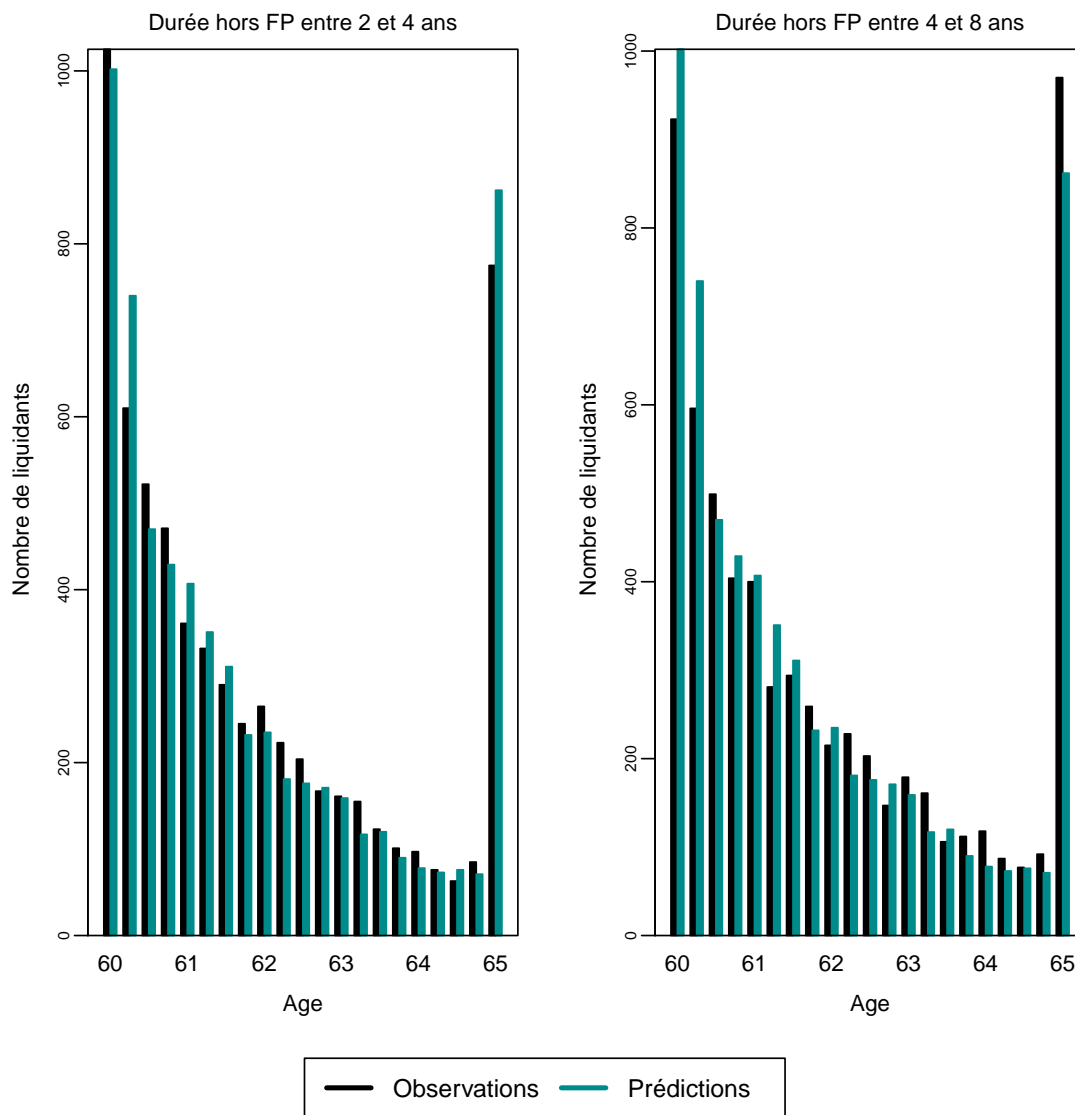
Prédictions pour les polypensionnés

Une autre manière de tester la sensibilité des résultats et d'évaluer la portabilité du modèle à la population des polypensionnés est de tester le pouvoir prédictif du modèle pour la population filtrée des polypensionnés.

A partir de l'estimation réalisée à la partie 4 (avec un filtre sur les polypensionnés ayant plus de 2 ans hors fonction publique), nous simulons l'âge de départ en retraite prédits par le modèle pour cette population. Le graphique ?? présente donc la comparaison entre âges observés et âges prédits par le modèle taux plein, pour deux populations de polypensionnés, ceux qui ont une durée validée hors FP entre 2 ans et 8 ans, et ceux qui ont une durée validée hors FP entre 4 ans et 8 ans.

En comparaison des prédictions pour la population de référence (cf. premier graphique de la figure B.3), il semble que les capacités prédictives du modèle pour la population « hors sample » des polypensionnés est moins bonne. C'est surtout le cas pour les polypensionnés ayant une forte durée validée hors FP (de 4 à 8 ans), pour lesquels on surestime fortement les départs à l'âge d'ouverture des droits et sous-estime les départs à l'âge limite.

FIGURE B.4 – Distribution des départs en retraite selon le seuil



Champs : Données SRE

Annexe C : Computation Method for Incentive Variables⁹

In this methodological note, we introduce a matrix-based approach to calculate financial incentive variables in pension systems, such as Social Security Wealth (SSW), Peak Value and Option Value.

Those variables are based on expected flows of incomes or utilities. The method we use relies on a separation between the individual component of this flow (the sequence of earnings and pension benefits) and a « weight component » of the evaluation (discount rate and survival rates) that can be shared between large groups of individuals.

The main advantage of the method presented is to significantly reduce computation time when using large databases, with many individuals and/or many observations per individual.

9. Cette note méthodologique a été rédigée par Louise Paul-Delvaux (IPP et ENSAE) et Simon Rabaté (IPP et PSE.)

Introduction

Financial incentives are central when studying Social Security (or private) pension systems. They give a measure of the gains (or loss) that an individual can get if she postpones her exit from employment into retirement. This type of variables has been widely used in micro-estimations of retirement behaviors¹⁰.

When confronted to the calculation of the financial incentives in a given pension system, two main difficulties may arise :

- **The methodology** : Papers found in the literature are not always totally explicit regarding the method used to compute the incentive variables. A same formula can lead to different numbers depending on interpretation or data availability. Comparing the level of financial incentives for different countries (or different databases for a given country) may not be very satisfying if the computation methods are not consistent between different studies.
- **Computation time** : The variables commonly used in that framework are based on the comparison of flows of expected utility or income for different date of retirement, which can be quite time consuming. This is especially the case with large datasets¹¹

The present note aims at addressing these two issues : we propose a fast and tractable computation method, with illustrative programs available at LINK. Two programs can be found : one with the numeric application for an individual (Example.R, Example.py), and one with the application of the calculation to a fictive large dataset (Calculation.R, Calculation.py). The ambition of this contribution is to be a first step towards a more unified and efficient IV calculation methodology. This note is purely methodological, and does not address the potential issues related to the absolute or relative relevance of these variables, or their empirical use in econometric estimation.

10. See for example : J. Gruber and D.A Wise, 2002. "Social security programs and retirement around the world : micro estimation". *National Bureau of Economic Research*.

11. With a database of 100 000 individuals observed on average during 8 years, you need to compute the flows of income or utility at each possible age of retirement for 800 000 observations.

The computation of the incentives variables (IV) is highly dependent on the type of data that are used, but the goal of the note is to be as general as possible. Computing IV requires to have a common necessary information : for a given individual, you need to have data on the value of the pension benefits and the labor earnings for every possible date of retirement. Building this kind of data is not straightforward since pension and labor earnings are not observed simultaneously by definition, but we will not deal in depth with this issue. We will focus on the calculation of the IV once the required database is constructed.

The rest of the note is organized as follows : the next section describes the usual incentive variables used in the literature ; then we present the method used, and a last section gives a numerical example of the calculations for a fictive individual.

Description of incentives variables

SSW

One standard variable is the Social Security Wealth (*SSW*). It is the expected present discounted value (PVD) of the flow of pension benefits for a given individual at a given date. The *SSW* depends on the retirement date t' and the date from which the individual evaluates the *SSW* t (with $t' \geq t$ since evaluation occurs before retirement). For a given individual retiring in t' , the *SSW* in date t can be written as :

$$SSW_{t,t'} = \sum_{u=t'}^T \beta^{(u-t)} s(u|t) b_{t'}(u) \quad (C.1)$$

with :

t : date of evaluation of the *SSW*

t' : date of retirement

T : date when maximum age is reached

β : discount rate

$s(u|t)$: probability of survival at time u conditional on being alive at time t .

$b_{t'}(u)$: amount of pension benefits at the date u , with a retirement date t'

Depending on the type of computation, one can prefer a formula based on ages¹² :

$$SSW_{a,a'} = \sum_{u=a'}^A \beta^{(u-a)} s(u|a) b_u(a') \quad (\text{C.2})$$

with :

a : age of evaluation of the SSW

a' : age of retirement ($a' \geq a$)

A : maximum age

β : discount rate

$s(u|a)$: probability of survival at age u conditional on being alive at age a .

$b_{a'}(u)$: amount of pension benefits at age u , with a retirement age a'

Accrual and Tax rate

Using the SSW , we can compute other variables useful in measuring the financial incentives for postponing retirement. For example, we can compute the pension *Accrual*, the increase in SSW a worker can expect by postponing retirement by one period¹³. It is equal to the algebraic variation of the SSW between a retirement at age a and retirement at age $a + 1$.

$$Accrual_a = SSW_{a,a+1} - SSW_{a,a}$$

An immediately related incentive variable is the *Tax rate*, which is derived from the *Accrual*. It captures the fact that a negative *Accrual* can be seen as an implicit tax on staying on the labor market since a part of the the additional period is taxed through the decrease in the SSW (it is like a negative return on contributions).

With $E_a W_{a+1}$ the expected earning at age $a + 1$ in age age , the expression for the

12. We will use an age-based notation in the rest of the note

13. In theory, this period can be of any duration (1 month, 1 trimester, 1 month, ...).

is *Tax rate* :

$$Tax\ rate_a = -\frac{Accrual_a}{E_a W_{a+1}}$$

Peak Value

Another measure can be obtained directly from the *SSW*. For an individual aged a , the *Peak Value* is the difference between the maximum of the *SSW* (evaluated at age a) associated to all possible ages of retirement beyond age a , and the value of the *SSW* for an immediate retirement.

$$Peak_a = \max_{x>a+1}[SSW_{a,x}] - SSW_{a,a}$$

Option Value

The limitation of the previous variables is that they do not take into account labor earnings, that can be essential in retiring decision. The usual way of including all labor and retirement income is to use the *Option Value* variable, derived from the Stock and Wise model¹⁴.

Let's consider $[y_a(a), y_a(a+1), y_a(a+2) \dots y_a(A)]$, the vector of expected incomes for an individual still in the labor force at age a and with A the maximum life length¹⁵ such as $a \in [0, A]$. If the individual retires at age r , this vector can be broken down into¹⁶ :

- the flow of labor incomes : $[y_a(a), y_a(a+1) \dots y_a(r-1)] = [w_a(a), w_a(a+1) \dots w_a(r-1)]$
- the flow of pension benefits : $[y_a(r), y_a(r+1) \dots y_a(A)] = [b_a(r), b_a(r+1) \dots b_a(A)]$

Considering β as the discount rate, the expected utility at age a is :

$$U_r(a) = \sum_{u=a}^A \beta^{u-a} E_a[U(y_a(u))] = \sum_{u=a}^{r-1} \beta^{u-a} E_a[U(w_a(u))] + \sum_{u=r}^A \beta^{u-a} E_a[U(b_a(u))]$$

14. J.A Stock and D.A Wise, 1990. "Pension, the Option Value of Work, and Retirement. *Econometrica*.

15. A is also the maximum age of people

16. A simplified notation is used here : $y_a(u)$ stands for expected income at age u evaluated in $year(a)$

Using a CRRA utility function, in which income from leisure is valued more than labor income by a κ factor, we get :

$$\begin{cases} E_a[U(w_a(u))] = E_a\left[\frac{w_a(u)^{1-\gamma}}{1-\gamma}\right] = \frac{w_a(u)^{1-\gamma}}{1-\gamma} s(u|a) \\ E_a[U(b_a(u))] = E_a\left[\frac{\kappa b_a(r)^{1-\gamma}}{1-\gamma}\right] = \frac{[\kappa b_a(r)]^{1-\gamma}}{1-\gamma} s(u|a) \end{cases} \quad (\text{C.3})$$

Where γ is the risk aversion coefficient ($\gamma \in [0, 1[$), κ is a parameter to account for disutility of labor ($\kappa \geq 1$), $s(u|a)$ is the probability of being alive at age u conditional on being alive at age a and knowing year at which individual is aged a .

People decide to retire if the resulting expected utility is higher than the maximum value of utilities for all other possible choice $r > a$, that is when the *Option Value* OV is greater than zero, with :

$$OV_a = U_a(r_{a+1}^*) - U_a(a)$$

with :

$$U_a(r_{a+1}^*) = \max_{r>a} U_a(r)$$

Note : If you want to introduce a maximum retirement age R , r will be upper-bounded. For each individual, you will have $r \in]a, R]$. That also implies that $a \leq R - 1$.

In the theoretical model, people remain in the labor force if the option value OV is greater than zero. In the empirical framework in which we estimate the effect of financial incentives on retirement behaviors, we use this option value as an incentive variable : the bigger the OV , the bigger is the incentive to stay in employment.

Calculation method

In this section, we present our method for computation of the *Peak Value* and the *Option Value*.

Data used

As it appears in the formulas, the computation of the financial incentives is quite demanding in terms of data. The calculation of the incentive variables requires an exhaustive flow of income (until the maximum age) for every possible age of retirement. The data we use in our illustrative programs only present the core elements necessary for the calculation : for each age/date of possible retirement, we have (fictive) information about the labor earnings (if the individual stays in employment) and about the pension (if the individual retires). In usual dataset, you never observe wage and pension benefits at the same time. The type of data used to compute incentive variables is necessarily a mix of simulated and observed data.

For every type of variable, some hypotheses must be made explicit. In this section, we emphasis some of the main issues that can arise.

Sequence of earnings and pension benefits :

In standard micro datasets, we can most commonly observe the actual sequence of labour earnings and pension benefits for a given individual. In order to get the required data for calculating incentive variables, an important step is then to compute simulated flows for every possible age of retirement. Calculating these flows requires to simulate both a « counterfactual future »(what if the individual had retired at 62 instead of 61 ?) and a « counterfactual past »(what if the individual had retired at 60 instead of 61 ?). Both types of simulation imply having a method for computing pension benefits for all possible dates of retirement. This can be more or less demanding depending on the degree of complexity of the pension systems. However, simulating a counterfactual past is relatively straightforward, as it mostly requires information on actual past labour earnings (that a standard dataset would contain) and on the rules for computing pension benefits. On the contrary, simu-

lating « the future » can be more tricky, since you need to predict what would have been the situation of the individuals on the labor market, had they not retired. The most important element we need to have information on is the counterfactual evolution of earnings, which somehow needs to be modeled. One solution is to estimate this evolution from the data (or other sources) and to impute hypothetical earnings.

One conceptual issue in the calculation of the flow is to know whether there can be a gap "real" (observed or imputed) and "anticipated" earnings (or pension benefits), and which one you should use in the calculation¹⁷ : when an individual trades-off between retire at 60 or postpone retirement until 65, does he anticipate correctly (or at all) the hypothetical evolution of his earning and the associated evolution of the pension ? This may not be a problem if we suppose rational individuals who can correctly calculate their pension rights and anticipate their future earnings, however it is not the only possible hypothesis (we could also take the wage at the moment of evaluation as a reference).

The analysis is often limited to labor earnings and pension benefits, but could certainly be improved with a better account of other kinds of income (transfers, capital gains), which can have an age-profile that could interact with retirement decisions.

Another central hypothesis relates to the evolution of pension benefits after retirement : the flow on pension benefits must be modeled from retirement to the maximum age, so the indexation rule must be taken into account and modeled.

Many pension systems also include indirect rights : a proportion of the pension benefits goes to the surviving spouse when the other dies. This should be included in the expected income flows¹⁸

Survival rates :

Any measure of the expected flow of incomes takes into account the survival probabilities for all future ages. The choice of the survival probabilities is impor-

17. The same question arises for the survival rates, cf infra.

18. In our programs so far, we do not model indirect rights.

tant¹⁹. Ideally, we would like to have some information about people's own perceived mortality risk (and their spouses' one if indirect pension rights are to be taken into account), in the calculation of the expected incomes or utilities, but it is not always possible to breakdown survival rates between different types of people. People's ability to anticipate future gains in life expectancy is also to be modeled. Relying on annual survival tables of the year of calculation amounts to assuming that individuals do not anticipate any future increase in life expectancy.

Parameters of the utility function :

In the calculation of the Option Value, we use a specific form for the utility stemming from income at each date. The risk aversion coefficient (γ), the disutility of labor or preference for leisure (κ), and the discount rate β are important parameters of the utility function. Those parameters can be estimated from the data or taken as given from other sources²⁰.

Methodology for Calculation of the Option Value

In this section, we describe a method that enable to calculate these option values. The purpose is to determine the $(R - a_0)$ long vector of *Option Values* for each possible date of retirement from a_0 to $R - 1$ ²¹

$$OV_{a_0}^* = \begin{pmatrix} OV_{a_0} \\ OV_{a_0+1} \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ OV_{R-1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} U_{a_0}(r_{a_0+1}^*) - U_{a_0}(a_0) \\ U_{a_0+1}(r_{a_0+2}^*) - U_{a_0+1}(a_0 + 1) \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ U_{R-1}(r_R^*) - U_{R-1}(R - 1) \end{pmatrix} \quad (*)$$

19. In our programs, we use the national survival tables of the date at which the individual evaluates his income or utility flow, differentiated only by sex

20. In our programs, we take values from the literature ($\beta = 0.97$, $\gamma = 0.6$, and $\kappa = 1.2$.)

21. Note that the *Option Values* is not defined at the last possible age of retirement R , since remaining in the labor force is not an « option ».

To do so, we will first compute the matrix of dimension $(R - a_0, R - a_0 + 1)$, $R - a_0 + 1$ being the number of possible date for retirement and $R - a_0$ the number of possible choice of retirement.

$$U_{a_0} = \begin{pmatrix} U_{a_0}(a_0) & \dots & \dots & \dots & U_{a_0}(R) \\ 0 & U_{a_0+1}(a_0 + 1) & \dots & \dots & U_{a_0+1}(R) \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & 0 & U_{R-1}(R - 1) & U_{R-1}(R) \end{pmatrix}$$

Interpreting $U_a(r)$ as a scalar product

To compute $U_a(r)$, the utility evaluated in a for a retirement age r , we consider that $\forall r \in [a, R]$:

$$\begin{aligned} U_a(r) &= \sum_{u=a}^A \beta^{u-a} E_a[U(y_a(u))] \\ &= \sum_{u=a}^A \beta^{u-t} s(u|a) Y_{a,r}(u) \\ &= \langle P_{a,a}, Y_{a,r} \rangle \end{aligned}$$

where $Y_{a,r} = [Y_{a,r}(a), \dots, Y_{a,r}(A)]$ with :

$$Y_{a,r}(u) = \begin{cases} \frac{w_a(u)^{1-\gamma}}{1-\gamma} & \text{if } u \in [a, r[\\ \frac{[\kappa b_a(r)]^{1-\gamma}}{1-\gamma} & \text{if } u \in [r, A] \end{cases}$$

and $P_{a,a} = [P_a(a), \dots, P_a(A)]$ where $P_{a,a}(u) = \beta^{u-a} s(u|a) = \beta^{u-a} \frac{S_{year(a)}(u)}{S_{year(a)}(a)}$ with $S_{year(a)}(u)$ the probability of being alive at age u according to survival probability at date $year(a)$, where $year(a)$ is the year when individual is aged a ²². We introduce $P_{a_0,a}$, the vector of size $A - a_0 + 1$ (the distance between the maximum age and the first possible retirement age), obtained by adding $a - a_0$ zeros on the left of the $P_{a,a}$ vector.

$$P_{a_0,a} = [0, \dots, 0, P_{a,a}]$$

We can notice that :

$$\begin{aligned} U_a(r) &= \langle P_{a,a}, Y_{a,r} \rangle \\ &= \langle P_{a_0,a}, Y_{a_0,r} \rangle \end{aligned}$$

22. As mentioned previously, this is a modeling hypothesis, the individual builds his expectations in accordance with the current survival rates

Note that we can formulate the $SSW_a(r)$ with the same kind of decomposition :

$$SSW_a(r) = \langle P_{a_0,a}, Y_{a_0,r} \rangle$$

with :

$$Y_{a,r}(u) = \begin{cases} 0 & \text{if } u \in [a, r[\\ b_a(r) & \text{if } u \in [r, A] \end{cases}$$

Interpreting U_{a_0} as a matricial product

Let us introduce :

- P_{a_0} , the weighting matrix of size $(R - a_0, A - a_0 + 1)$:

$$P_{a_0} = \begin{pmatrix} P_{a_0,a_0} \\ P_{a_0,a_0+1} \\ \vdots \\ P_{a_0,R-1} \end{pmatrix}$$

- Y_{a_0} the income matrix of size $(A - a_0 + 1, R - a_0 + 1)$:

$$Y_{a_0} = \left(Y_{a_0,a_0} \mid Y_{a_0,a_0+1} \mid \dots \mid Y_{a_0,R} \right)$$

You have :

$$P_{a_0} \times Y_{a_0} = \left(\begin{array}{c} \langle P_{a_0,i}, Y_{a_0,j} \rangle \\ i \in [a_0, R] \\ j \in [a_0, R] \end{array} \right) = \left(\begin{array}{c} U_i(j) \\ i \in [a_0, R] \\ j \in [a_0, R] \end{array} \right)$$

For our purpose, we only need $U_i(j)$ with $j \geq i$ ²³. U_{a_0} is the matrix obtained with the upper triangular elements of the previous one :

23. The expected utility evaluated at 61 of retirement at 60 (for example) is irrelevant.

T is the maximum life length and is the same for all individuals²⁴. R is the maximum retirement age, and can also be a fixed variable in some contexts, but it is possible to have a maximum age that depends on some individual characteristics²⁵

We first determine the N groups which gather people according to a same $(a_0, year(a_0), A, R)$, and then calculate the Option Values group by group. Then we implement the following two-loops algorithm :

```

for group from 1 to  $N$  :
    construct  $P_{group}$ 
    for individual in group :
        construct  $Y_{individual}$ 
         $U_0 \leftarrow tri(P_{group} \times Y_{individual})$ 
         $OV_0 \leftarrow rowmax(U_0) - diag(U_0)$ 

```

Overall, this methodology is more tractable theoretically and can provide with some substantial efficiency gains, that come from two channels

- The matrix based approach for calculation. It can reduce computation time a lot, especially when working with R because it is a way of avoiding loops.
- One calculation of weighting matrix by group for potentially large groups of individuals.

The gains from the matrix based approach will depend on the size of the data. Grouping individuals for the calculation of the weights can be very time saving, especially when the number of groups is small relatively to the size of the data. This dimension is directly linked to the legislative framework. By construction, if the minimal and maximum ages for retirement are the same for everybody, groups will only depend survival rates, and there will be only one weighting matrix for a given cohort of individuals. On the other hand, if age limits are closely linked to individual characteristics, grouping individuals will not change anything.

Using a fictive database of 100 000 individuals observed 8 times on average (800 000 observations), we get the following computation time for the *Option Value* :

24. It is generally given by the size of mortality table.

25. For example in the French Pension, the maximum age can depend on your year of birth or on the type of career you have had.

Data		R (Calculation.R)		Python (Calculation.py)	
Population	Period	M1	M2	M1	M2
Population : 1 000	Annual data	2 sec	78 sec	0.54 sec	7.78 sec
Population : 10 000	Annual data	2 min	12 min	6.69 sec	82.7 sec
Population : 100 000	Annual data	2.5 hours	5 hours	5 min 12 sec	23 min

Numerical example

We use the computation method described in the previous part to calculate Peak Value and Option Value for an hypothetical individual²⁶.

We take an woman born in 1950. She can retire between 60 and 69 years old (corresponding to years 2010 to 2020). We suppose a wage of 30000 euros at 60, and a pension of 15000 euros if she retires at this age (replacement rate around 50%). Wage and replacement rate are supposed to increase over time (2% a year for the former, 5% a year for the latter). We also suppose a yearly indexation of pension of 1.5%. Maximum age is 100 (reached in 2050). For the sake of clarity, we do not show values for ages above 80.

Starting from that we can get the value of the income received at each date/age. To calculate the OV, we transform this income flow applying the preference for leisure coefficient for pension and the risk aversion for all incomes. To calculate the Peak value, we would use the flow of pensions only from the income flows (without wage, disutility of work, and risk aversion).

Here are those three type of vectors, when the individual retires at 65 (the fifth

26. see Example.R program on LINK

element of the vectors) :

$$\begin{array}{r}
 \begin{array}{l}
 \text{income}^{65} = \\
 \begin{pmatrix}
 40000 \\
 40800 \\
 41616 \\
 42448 \\
 30308 \\
 30763 \\
 31224 \\
 31693 \\
 32168 \\
 32650 \\
 33140 \\
 33637 \\
 34142 \\
 34654 \\
 35174 \\
 35701 \\
 36237 \\
 36780 \\
 37332 \\
 37892 \\
 \dots \\
 \dots
 \end{pmatrix}
 \end{array}
 \end{array}
 \quad
 \begin{array}{r}
 \begin{array}{l}
 Y_{OV}^{65} = \\
 \begin{pmatrix}
 56.57 \\
 56.85 \\
 57.13 \\
 57.41 \\
 55.24 \\
 55.44 \\
 55.65 \\
 55.86 \\
 56.07 \\
 56.28 \\
 53.97 \\
 54.17 \\
 54.37 \\
 54.58 \\
 54.78 \\
 54.98 \\
 55.19 \\
 55.39 \\
 55.60 \\
 55.81 \\
 \dots \\
 \dots
 \end{pmatrix}
 \end{array}
 \end{array}
 \quad
 \begin{array}{r}
 \begin{array}{l}
 Y_{Peak}^{65} = \\
 \begin{pmatrix}
 0 \\
 0 \\
 0 \\
 0 \\
 30308 \\
 30763 \\
 31224 \\
 31693 \\
 32168 \\
 32650 \\
 33140 \\
 33637 \\
 34142 \\
 34654 \\
 35174 \\
 35701 \\
 36237 \\
 36780 \\
 37332 \\
 37892 \\
 \dots \\
 \dots
 \end{pmatrix}
 \end{array}
 \end{array}
 \end{array}$$

Those vectors are computed for every possible retirement age, which give the following income matrices for the *Peak* and *OV* variable, for retirement between 2010 and 2020 :

$$Y_{OV} = \begin{pmatrix} 49.79 & 56.57 & 56.57 & 56.57 & 56.57 & 56.57 & 56.57 & 56.57 & 56.57 & 56.57 \\ 49.97 & 51.24 & 56.85 & 56.85 & 56.85 & 56.85 & 56.85 & 56.85 & 56.85 & 56.85 \\ 50.16 & 51.43 & 52.63 & 57.13 & 57.13 & 57.13 & 57.13 & 57.13 & 57.13 & 57.13 \\ 50.35 & 51.62 & 52.82 & 53.96 & 57.41 & 57.41 & 57.41 & 57.41 & 57.41 & 57.41 \\ 50.53 & 51.82 & 53.02 & 54.16 & 55.24 & 57.70 & 57.70 & 57.70 & 57.70 & 57.70 \\ 50.72 & 52.01 & 53.22 & 54.36 & 55.44 & 56.48 & 57.99 & 57.99 & 57.99 & 57.99 \\ 50.91 & 52.20 & 53.42 & 54.56 & 55.65 & 56.69 & 57.68 & 58.27 & 58.27 & 58.27 \\ 51.10 & 52.40 & 53.62 & 54.77 & 55.86 & 56.90 & 57.90 & 58.85 & 58.56 & 58.56 \\ 51.29 & 52.59 & 53.82 & 54.97 & 56.07 & 57.11 & 58.11 & 59.07 & 60.00 & 58.85 \\ 51.48 & 52.79 & 54.02 & 55.18 & 56.28 & 57.33 & 58.33 & 59.29 & 60.22 & 61.12 \\ 49.37 & 50.62 & 51.80 & 52.91 & 53.97 & 54.98 & 55.94 & 56.86 & 57.75 & 58.61 \\ 49.56 & 50.81 & 51.99 & 53.11 & 54.17 & 55.18 & 56.15 & 57.08 & 57.97 & 58.83 \\ 49.74 & 51.00 & 52.19 & 53.31 & 54.37 & 55.39 & 56.36 & 57.29 & 58.18 & 59.05 \\ 49.93 & 51.19 & 52.38 & 53.51 & 54.58 & 55.59 & 56.57 & 57.50 & 58.40 & 59.27 \\ 50.11 & 51.38 & 52.58 & 53.71 & 54.78 & 55.80 & 56.78 & 57.72 & 58.62 & 59.49 \\ 50.30 & 51.58 & 52.77 & 53.91 & 54.98 & 56.01 & 56.99 & 57.93 & 58.84 & 59.71 \\ 50.49 & 51.77 & 52.97 & 54.11 & 55.19 & 56.22 & 57.20 & 58.15 & 59.06 & 59.93 \\ 50.68 & 51.96 & 53.17 & 54.31 & 55.39 & 56.43 & 57.42 & 58.36 & 59.28 & 60.16 \\ 50.86 & 52.16 & 53.37 & 54.51 & 55.60 & 56.64 & 57.63 & 58.58 & 59.50 & 60.38 \\ 51.05 & 52.35 & 53.57 & 54.72 & 55.81 & 56.85 & 57.84 & 58.80 & 59.72 & 60.61 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{pmatrix}$$

$$Y_{Peak} = \begin{pmatrix} 20000 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 20300 & 22440 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 20604 & 22777 & 24970 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 20914 & 23118 & 25344 & 27591 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 21227 & 23465 & 25724 & 28005 & 30308 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 21546 & 23817 & 26110 & 28425 & 30763 & 33122 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 21869 & 24174 & 26502 & 28852 & 31224 & 33619 & 36037 & 0 & 0 & 0 \\ 22197 & 24537 & 26899 & 29285 & 31693 & 34124 & 36578 & 39055 & 0 & 0 \\ 22530 & 24905 & 27303 & 29724 & 32168 & 34635 & 37126 & 39641 & 42180 & 0 \\ 22868 & 25278 & 27712 & 30170 & 32650 & 35155 & 37683 & 40236 & 42812 & 45414 \\ 23211 & 25658 & 28128 & 30622 & 33140 & 35682 & 38249 & 40839 & 43455 & 46095 \\ 23559 & 26043 & 28550 & 31082 & 33637 & 36217 & 38822 & 41452 & 44106 & 46786 \\ 23912 & 26433 & 28978 & 31548 & 34142 & 36761 & 39405 & 42074 & 44768 & 47488 \\ 24271 & 26830 & 29413 & 32021 & 34654 & 37312 & 39996 & 42705 & 45440 & 48200 \\ 24635 & 27232 & 29854 & 32501 & 35174 & 37872 & 40596 & 43345 & 46121 & 48923 \\ 25005 & 27641 & 30302 & 32989 & 35701 & 38440 & 41205 & 43996 & 46813 & 49657 \\ 25380 & 28055 & 30756 & 33484 & 36237 & 39017 & 41823 & 44655 & 47515 & 50402 \\ 25760 & 28476 & 31218 & 33986 & 36780 & 39602 & 42450 & 45325 & 48228 & 51158 \\ 26147 & 28903 & 31686 & 34496 & 37332 & 40196 & 43087 & 46005 & 48951 & 51925 \\ 26539 & 29337 & 32161 & 35013 & 37892 & 40799 & 43733 & 46695 & 49686 & 52704 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \end{pmatrix}$$

Then, we compute the weighting matrix. As explained in the previous part, future income or utility flows can be seen as a weighted sum with two component in the weight : survival probability and discount rate. Each line n (corresponding to an age a) of the matrix corresponds to the weight assigned to the flow of future income of utility, evaluated in a . Irrelevant values (when $m > n$, ie. when the income flow occurs before the date of evaluation) are set equal to zero. We use survival probabilities given by demographic projections of the French Institute of Statistics and Economics Studies ²⁷

$$P = \begin{pmatrix} 1.00 & 0.97 & 0.94 & 0.90 & 0.87 & 0.84 & 0.82 & 0.79 & 0.76 & 0.73 & 0.71 & 0.68 & 0.65 & 0.63 & 0.60 & 0.58 & 0.56 & 0.53 & 0.51 & 0.48 & \dots & \dots \\ 0.00 & 1.00 & 0.97 & 0.93 & 0.90 & 0.87 & 0.84 & 0.81 & 0.79 & 0.76 & 0.73 & 0.70 & 0.68 & 0.65 & 0.63 & 0.60 & 0.58 & 0.55 & 0.53 & 0.50 & \dots & \dots \\ 0.00 & 0.00 & 1.00 & 0.97 & 0.93 & 0.90 & 0.87 & 0.84 & 0.81 & 0.78 & 0.73 & 0.70 & 0.67 & 0.65 & 0.62 & 0.60 & 0.57 & 0.55 & 0.52 & \dots & \dots \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 1.00 & 0.97 & 0.93 & 0.90 & 0.87 & 0.84 & 0.81 & 0.78 & 0.75 & 0.72 & 0.70 & 0.67 & 0.64 & 0.62 & 0.59 & 0.57 & 0.54 & \dots & \dots \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 1.00 & 0.97 & 0.93 & 0.90 & 0.87 & 0.84 & 0.81 & 0.78 & 0.75 & 0.72 & 0.70 & 0.67 & 0.64 & 0.61 & 0.59 & 0.56 & \dots & \dots \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 1.00 & 0.97 & 0.93 & 0.90 & 0.87 & 0.84 & 0.81 & 0.78 & 0.75 & 0.72 & 0.69 & 0.66 & 0.64 & 0.61 & 0.58 & \dots & \dots \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 1.00 & 0.97 & 0.93 & 0.90 & 0.87 & 0.84 & 0.81 & 0.78 & 0.75 & 0.72 & 0.69 & 0.66 & 0.63 & 0.60 & \dots & \dots \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 1.00 & 0.97 & 0.93 & 0.90 & 0.87 & 0.84 & 0.80 & 0.77 & 0.74 & 0.71 & 0.68 & 0.65 & 0.62 & \dots & \dots \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 1.00 & 0.97 & 0.93 & 0.90 & 0.87 & 0.83 & 0.80 & 0.77 & 0.74 & 0.71 & 0.68 & 0.65 & \dots & \dots \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 1.00 & 0.96 & 0.93 & 0.90 & 0.86 & 0.83 & 0.80 & 0.77 & 0.74 & 0.70 & 0.67 & \dots & \dots \end{pmatrix}$$

Option Value calculation

As explained in the previous section, the product of the income matrix Y_{OV} and the weighting matrix gives the U matrix. $U_{n,m}$, the number at line n and column m , gives $U_n(m)$, the expected value of the utility for a retirement at date m , evaluated at age n . The irrelevant values (when $m < n$) are set equal to 0.

$$P * Y_{OV} = U = \begin{pmatrix} 974.42 & 1004.67 & 1030.98 & 1053.87 & 1073.76 & 1090.99 & 1105.86 & 1118.60 & 1129.46 & 1138.60 \\ 0.00 & 982.96 & 1010.23 & 1033.96 & 1054.58 & 1072.45 & 1087.87 & 1101.10 & 1112.37 & 1121.87 \\ 0.00 & 0.00 & 988.81 & 1013.41 & 1034.79 & 1053.33 & 1069.32 & 1083.06 & 1094.76 & 1104.63 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 992.03 & 1014.21 & 1033.43 & 1050.03 & 1064.29 & 1076.44 & 1086.69 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 992.81 & 1012.76 & 1029.98 & 1044.78 & 1057.40 & 1068.06 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 991.33 & 1009.21 & 1024.58 & 1037.68 & 1048.75 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 987.85 & 1003.81 & 1017.43 & 1028.94 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 981.89 & 996.04 & 1008.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 974.18 & 986.61 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 964.16 \end{pmatrix}$$

From this matrix we directly compute the OV vector, giving the Option value for each possible age of retirement. For the maximum age, the option value is not defined since the individual cannot stay in employment. For each line n we compute the maximum for $m > n$ and subtract the $U(n, n)$ value to it ($U_n(r_t^*) - U_n(n)$).

27. Data available online http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/default.asp?page=dossiers_web/projections-population/projections-population.htm.

$$OV = \begin{pmatrix} 164 \\ 139 \\ 116 \\ 95 \\ 75 \\ 57 \\ 41 \\ 26 \\ 12 \\ non.def \end{pmatrix}$$

Peak Value calculation

The methodology is exactly similar, using the product of the income matrix Y_{Peak} and the weighting matrix gives the SSW matrix. $SSW(n, m)$ corresponds to $SSW_n(m)$ in the previous part, the expected value of the flow of pensions for a retirement at date m , evaluated at date n . The irrelevant values (when $m < n$) are set equal to 0.

$$SSW = \begin{pmatrix} 466387.84 & 493445.48 & 517162.53 & 537593.41 & 554801.01 & 568847.17 & 579791.78 & 587701.96 & 592639.56 & 594674.25 \\ 0.00 & 511824.24 & 536503.63 & 557789.58 & 575738.73 & 590420.17 & 601892.44 & 610224.35 & 615479.25 & 617728.61 \\ 0.00 & 0.00 & 556696.83 & 578875.46 & 597607.88 & 612956.32 & 624987.01 & 633763.83 & 639358.73 & 641845.58 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 600781.03 & 620321.93 & 636363.89 & 648971.82 & 658211.17 & 664155.72 & 666881.26 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 643956.03 & 660718.75 & 673929.93 & 683657.26 & 689972.98 & 692954.86 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 686098.69 & 699939.09 & 710175.56 & 716878.63 & 720128.09 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 727196.15 & 737973.91 & 745091.32 & 748630.26 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 766645.12 & 774184.23 & 778015.43 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 804806.68 & 808960.60 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.00 & 841006.43 \end{pmatrix}$$

The *Peak* vector is obtained as the *OV* vector. Note that the *Accrual* can also be easily computed from the *SSW* matrix (given by $SSW(n, n + 1) - SSW(n, n)$ for each line n of the matrix).

$$\begin{array}{l} \text{Peak} = \left(\begin{array}{c} 128286 \\ 105904 \\ 85149 \\ 66100 \\ 48999 \\ 34029 \\ 21434 \\ 11370 \\ 4154 \\ \text{non.def} \end{array} \right) \end{array} \quad \begin{array}{l} \text{Accrual} = \left(\begin{array}{c} 27058 \\ 24679 \\ 22179 \\ 19541 \\ 16763 \\ 13840 \\ 10778 \\ 7539 \\ 4154 \\ \text{non.def} \end{array} \right) \end{array}$$

Annexe D : Tentatives d'estimation d'un modèle à variabilité jointe pour le niveau et la pente de la droite critique

Les estimations du modèle à droite critique se sont cantonnées à l'hypothèse de variabilité de cette droite critique en niveau. Ce choix s'explique par la difficulté à identifier une variabilité jointe du niveau et de la pente de cette droite, a fortiori d'une corrélation de ces deux variabilités. Cette difficulté peut s'illustrer par des exercices d'estimation fictive sur données simulées avec une structure connue. On se place dans le cadre sans variabilité temporelle, i.e. où l'individu est caractérisé par une droite critique qui ne change pas au cours du temps et on travaille sur le modèle de base dans lequel les franchissements de droite critique se traduisent par une liquidation immédiate. On va noter respectivement u et v les variabilités du coefficient T_{cib} et de l'inverse du coefficient de pente α . Pour un individu donné, le départ en retraite a donc lieu dès que :

$$u + sv < T_{off} - T_{cib} - \alpha s \quad (D.4)$$

Si u et v suivent des lois normales centrées, le terme à gauche de l'inégalité suit lui aussi une loi normale centrée, de variance $V_u + s^2V_v + 2scov(u, v)$. On peut alors évaluer la vraisemblance des données observées. Si F est la fonction de répartition de la loi normale, pour un individu liquidant dès l'âge d'ouverture des droits, la contribution à la vraisemblance est :

$$F\left(\frac{T_{off}(a_0) - T_{cib} - \alpha s(a_0)}{\sqrt{V_u + s(a_0)^2V_v + 2s(a_0)cov(u, v)}}\right) \quad (D.5)$$

Pour un individu liquidant entre les âges a et a' elle s'écrira :

$$F\left(\frac{T_{off}(a') - T_{cib} - \alpha s(a')}{\sqrt{V_u + s(a')^2V_v + 2s(a')cov(u, v)}}\right) - F\left(\frac{T_{off}(a) - T_{cib} - \alpha s(a)}{\sqrt{V_u + s(a)^2V_v + 2s(a)cov(u, v)}}\right) \quad (D.6)$$

Et, pour un individu liquidant à l'âge maximal a_1 , elle s'écrira :

$$1 - F\left(\frac{T_{off}(a_1) - T_{cib} - \alpha s(a_1)}{\sqrt{V_u + s(a_1)^2V_v + 2s(a_1)cov(u, v)}}\right) \quad (D.7)$$

Pour tester l'identifiabilité de ce modèle, les données simulées sur lesquelles on a essayé de reproduire l'estimation sur données réelles ont été construites de la manière suivante. On génère un échantillon de 10000 individus fictifs dont les décisions de départ sont simulées mensuellement entre les âges 60 et 65 ans. Le taux de remplacement qui leur est offert à 60 ans est centré sur 65 % avec un écart-type égal à 10 % (Figure D.1, histogramme de gauche). Il suit ensuite une progression linéaire jusqu'à l'âge maximal, de pente également variable d'un individu à l'autre. Pour que cette

penne soit forcément positive, on la tire dans une loi log-normale, de paramètres μ et σ égaux à -5 et 0,5 conduisant à la distribution donnée sur le second histogramme de la Figure D.1.

On simule ensuite les départs compte tenu de ces taux de remplacement offerts, avec dans un premier temps les valeurs $T_{cib} = 0,75$, $\alpha = 2$, $V_u = 0,01$, $V_v = 0,25$ et une corrélation entre u et v de $\rho = 0,5$. La distribution qui en découle pour les âges de liquidation est fournie en Figure D.2 et le résultat de l'estimation par maximum de vraisemblance est donné sur les deux dernières colonnes du tableau D.1-a.

Les ordres de grandeur apparaissent très proches des vraies valeurs pour les trois premiers paramètres T_{cib} , α et V_u , mais nettement moins précises pour les deux derniers. Leur identifiabilité apparaît donc douteuse. Le problème est en fait plus sévère qu'un simple défaut de précision. En effet, les résultats présentés sur le tableau ??-a sont obtenus dans la configuration très favorable où on initialise la recherche du maximum de vraisemblance par les vraies valeurs des paramètres. Si on effectue la même recherche à partir de valeurs différentes des valeurs vraies, on obtient des résultats très variables et il est également assez fréquent que l'algorithme refuse de converger.

On peut voir l'origine de ces difficultés en examinant la forme de la vraisemblance en fonction des deux paramètres V_v et ρ pour T_{cib} , α et V_u bloqués à leur vraie valeur (Figure D.3). Il apparaît que la vraisemblance présente une valeur élevée sur l'ensemble d'une zone en forme de "T" avec une partie supérieure du "T" correspondant au cas limite $V_v = 0$ pour lequel la valeur de ρ devient totalement indifférente (y compris en dehors de l'intervalle $[-1, +1]$).

Ceci suggère que l'ajout d'une dispersion sur la pente de la droite critique apporte peu de capacité d'ajustement supplémentaire au modèle. Le schéma proposé en Figure D.4 propose une explication de cette propriété. Sur cette Figure, on a représenté trois cas de trajectoires individuelles pour la combinaison (T_{off}, s) (flèches noires), les points marqués d'un rond correspondant aux points auxquels chaque individu choisit de liquider. On voit qu'on peut rendre compte de la dispersion de ces trois points en supposant alternativement une variabilité des droites critiques en niveau (Figure de gauche) ou en inclinaison (Figure de droite), et donc sans apport notable de la combinaison des deux variabilités, d'où le problème d'identifiabilité.

Si on renonce à cette double variabilité en considérant le modèle plus simple avec $V_v = \rho = 0$ et les mêmes valeurs que précédemment pour les deux autres paramètres T_{cib} et V_u , le tableau D.1-b montre que le maximum de vraisemblance permet de retrouver les bonnes valeurs des paramètres même en partant de valeurs d'initialisation différentes de celles utilisées pour la simulation. La Figure ?? confirme le bon comportement de la vraisemblance : à valeur donnée de T_{cib} , elle présente un maximum bien localisé en α et V_u , même si on relève que la localisation de α sera moins précise que celle de V_u .

FIGURE D.1 – Caractéristiques des taux de remplacements offerts (données simulées)

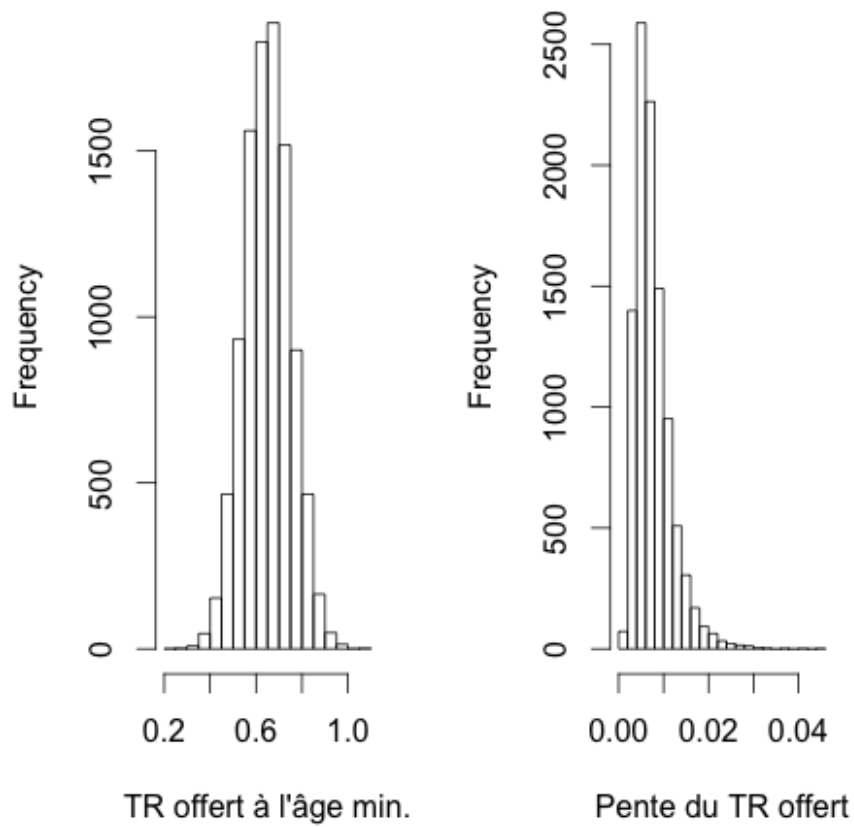


FIGURE D.2 – Âges de liquidation simulés (modèle complet)

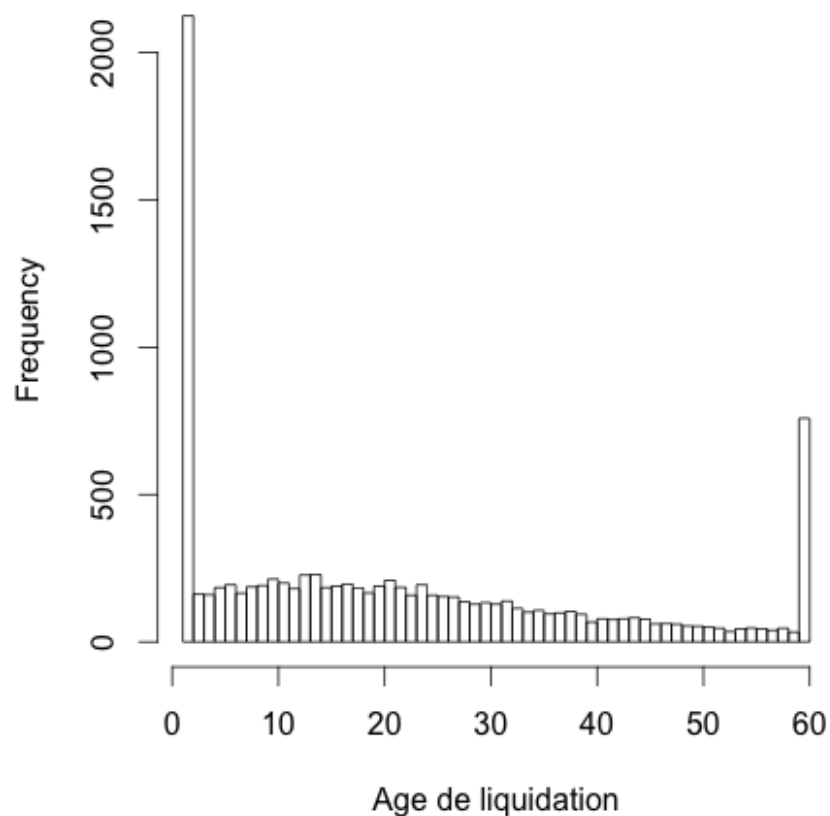


TABLEAU D.1 – Estimation du modèle sur données simulées

a) Modèle complet

	Paramètres simulés	Estimation	Ecart-type
T_{cib}	0,75	0,751600852	0,0024354621
α	2,0	1,903634274	0,2225726139
V_u	0,01	0,009996085	0,0003648195
V_v	0,25	0,280568249	0,6908866806
ρ	0,50	0,503070831	0,8278990689

b) Modèle sans effet aléatoire v

	Paramètres simulés	Valeurs d'amorçage	Estimation	Ecart-type
T_{cib}	0,75	0,8	0,74995041	0,0023259441
α	2,0	2,5	1,93509871	0,2037834826
V_u	0,01	0,02	0,01004049	0,0001714141

FIGURE D.3 – Fonction de vraisemblance selon valeurs de V_v et ρ (modèle complet)

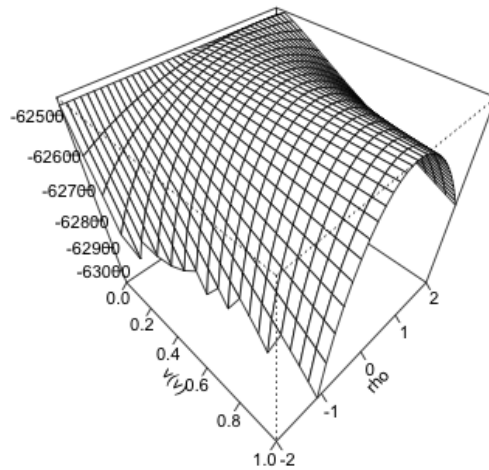


FIGURE D.4 – Redondance entre ajustement des données par la variabilité des droites critiques en niveau (Figure de gauche) ou en inclinaison (Figure de droite)

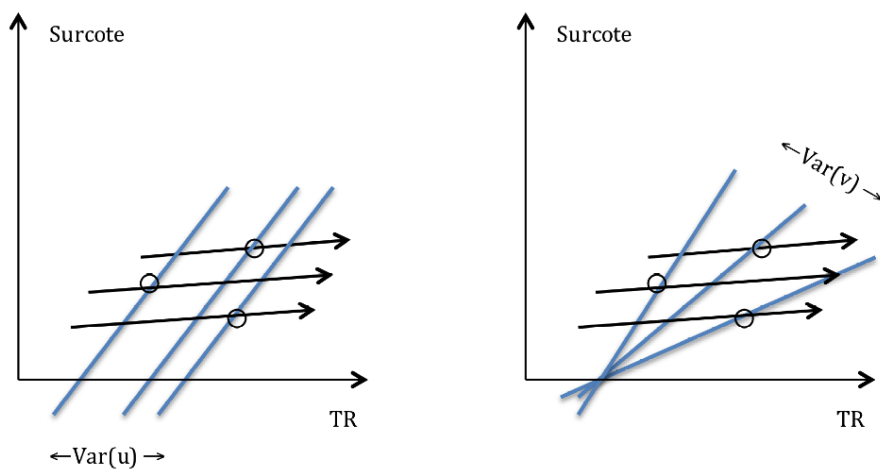
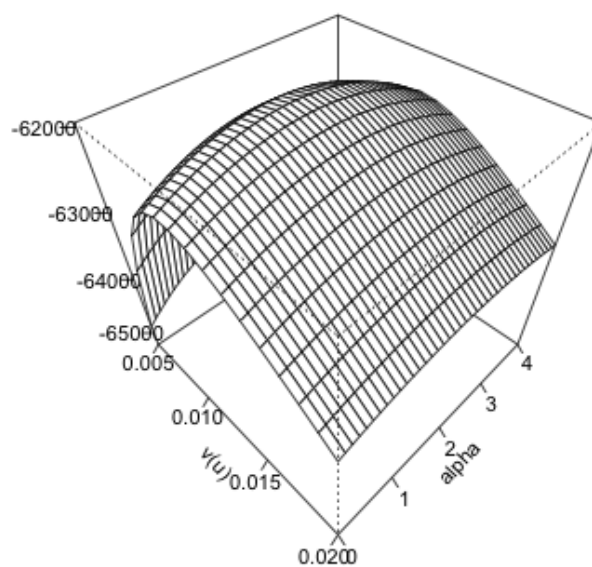


FIGURE D.5 – Redondance entre ajustement des données par la variabilité des droites critiques en niveau (Figure de gauche) ou en inclinaison (Figure de droite)



Annexe E : Tests de capacité prédictive hors période d'estimation

Pour compléter les tests d'adéquation du modèle, on peut examiner sa capacité à rendre compte des comportements observés sur les années autres que l'année d'estimation, à savoir les années 2006 à 2010 et l'année 2012. La question est de savoir si le modèle est capable de rendre compte de la hausse de l'âge moyen constaté d'un flux de liquidants à l'autre, qu'on observait sur le graphique ??B du rapport.

Cet exercice soulève toutefois un problème lié au fait de travailler sur des individus sélectionnés sur leur année de sortie, et non sur des trajectoires complètes par génération. Prenons le cas du flux de liquidants de l'année 2011. Lorsqu'on reconstitue d'après modèle les âges de liquidation des individus de ce flux, on génère des départs dont seulement une partie va se situer sur l'année 2011, le reste s'étalant sur les années encadrantes. Soit par exemple un individu partant à 63 ans en 2011. En simulation, on va lui tirer un taux de remplacement cible qui sera centré sur sa vraie valeur mais qui n'aura aucune raison de correspondre au vrai taux cible en fonction duquel il a choisi de partir à 63 ans en 2011. Si on lui tire une valeur plus élevée, on va donc lui simuler un départ qui pourra être à 64 ans en 2013, ou à 65 ans en 2013. Si on lui tire une valeur plus basse, on va lui simuler des départs qui pourront être à respectivement 60, 61 et 62 ans en 2008, 2009 et 2010. En toute rigueur, il faut réaffecter ces âges de départ aux bonnes années de liquidation. Le problème est particulièrement sensible avec la montée en régime de la réforme de 2011 : du fait de la réforme, le flux de liquidants de l'année 2011 n'inclut aucune personne ayant liquidé avant l'âge de 60 ans et quatre mois puisque, pour avoir pu liquider à de tels âges il fallait être né avant le 1er juillet 1951 et, pour ces individus, liquider à de tels âges voulait dire le faire avant 2011. Il sera donc erroné d'affecter à l'année 2011 des liquidations à ces âges même s'il s'agit de liquidations imputées à des individus qui, dans la réalité, ont bien liquidé en 2011. Il n'y a que dans un régime stationnaire sans réformes qu'un tel calcul serait valable.

Ceci étant, simplement ré-imputer aux bonnes années de liquidation les départs simulés à des dates autres que la date effective crée d'autres problèmes. Toujours sur l'exemple de l'année 2011, cela conduit à vider le flux d'un nombre important de départs effectifs. Ceci sera compensé en partie par le fait qu'on réaffectera à l'année 2011 un nombre assez importants de départs observés aux âges antérieurs mais simulés à des âges plus tardifs que dans la réalité. Mais cette réaffectation ne sera pas symétrique, puisqu'il n'y a que des liquidants de 2012 qui pourront être réaffectés au flux 2011 au titre d'une liquidation plus précoce que dans la réalité. Ceci ne sera pas possible pour des liquidants des années 2013 et plus. On aura la dissymétrie inverse au début de la fenêtre d'observation des liquidations, sur les années 2006 et suivante.

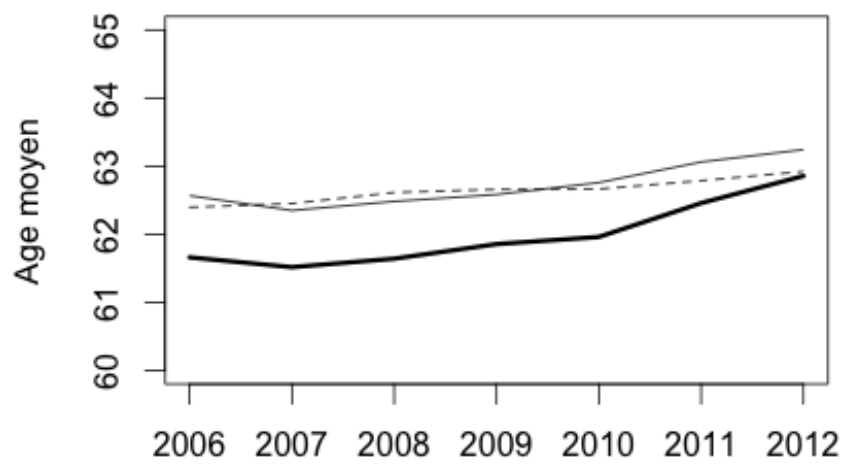
Pour apprécier complètement le comportement du modèle, il faudrait être capable de reconstituer des âges de liquidation pour l'ensemble des générations qui auraient pu liquider sur la fenêtre

2006-2012, allant de l'ensemble des individus atteignant 65 ans en 2006, donc de la génération 1941, à l'ensemble des individus atteignant 61 ans en 2012, soit l'ensemble de la génération 1951.

Faute de disposer de données représentatives de l'ensemble de ces individus, on teste la capacité prédictive du modèle par une méthode approchée, consistant à faire comme si on était dans des régimes stationnaires ou quasi-stationnaires de part et d'autre de la période 2006-2012. Sous cette hypothèse, on réplique les flux de liquidants de respectivement 2006 et 2012 sur les périodes 2001-2005 et 2013-2017, et c'est sur les individus réels ou clonés de l'ensemble de la période 2001-2017 qu'on procède à la simulation/réaffectation des âges et années de départ de sorte à reconstituer des flux simulés complets pour la période centrale 2006-2012. Une seule correction à l'hypothèse de stationnarité de part et d'autre de 2006-2012 est introduite : elle consiste à prendre en compte le relèvement progressif de l'âge minimal à la suite de la réforme de 2010, qui est facile à intégrer dans les données. En d'autres termes, ce qui est négligé dans l'hypothèse de stationnarité de part et d'autre de 2006-2012 sont les premiers effets de la réforme de 2003 entre 2003 et 2006, et bien sûr les éventuelles déformations structurelles de la population liquidante au cours du temps. En revanche, le choc de la réforme de 2010 est, lui, bien pris en compte.

La figure E.1 ci-dessous donne la comparaison entre l'âge moyen des flux 2006-2011 reconstitués par cette procédure (trait continu fin) approchée et l'âge moyen observé sur les flux réels (trait continu épais), avec, à titre indicatif, ce qu'aurait donné une reconstitution naïve sans réaffectation des liquidants aux dates de liquidation simulées. La population est celle des agents de catégorie A et le modèle est le modèle calibré B2. On voit que la méthode « naïve » aurait conduit à reconstituer un profil temporel quasiment plat, en contradiction avec la capacité du modèle à générer des réponses significatives à des réformes qui ont baissé les taux de remplacement. Notre redressement approximatif donne une meilleure image de cette performance prédictive, même s'il ne rend compte que d'une partie de la hausse de l'âge moyen de liquidation observé sur le flux réel.

FIGURE E.1 – Age moyens de départ par année : observé et reconstitué (catégorie A, hors enseignants)



Lecture : Voir texte

Annexe F : Comportements de départ en retraite des militaires

Dans cette annexe, nous rassemblons les résultats des estimations concernant la population des militaires.

Estimations des modèles de comportement de départ en retraite

Ces statistiques descriptives suggèrent un fort pouvoir d'attraction des âges pivots (âge limite et âge d'ouverture des droits) dans les comportements de départ en retraite des militaires.

Dans le but de proposer un modèle global et simple pour les fonctionnaires militaires, nous choisissons d'estimer uniquement le modèle « taux plein » (cf. chapitre 4).

Le tableau 4.2 présente les proportions de départs en retraite aux âges clés : taux pleins (avec les trois définitions possibles), âge d'ouverture des droits et âge limite. Ces chiffres confirment les impressions graphiques précédentes : le départ à l'âge limite semble être important pour les officiers (surtout supérieurs) et les sous-officiers supérieurs. L'âge d'ouverture des droits semble être prépondérant pour les militaires du rang et les sous-officiers subalternes non gendarmes. Les âges du taux plein ne semblent pas avoir un impact important. Toutefois, pour les sous-officiers et les militaires du rang, l'âge d'annulation de la décote (TP3) semble être important. A ce stade, il n'est possible de dire si cette concentration à l'âge du taux plein TP3 s'explique par la coïncidence entre cet âge et l'âge d'ouverture des droits pour de nombreux militaires.

On explique donc la liquidation de la pension par les variables suivantes : âge d'ouverture des droits (avec un « lag » de 3 mois au pas mensuel), âge du taux plein au sens d'âge d'annulation de la décote (avec également des indicatrices 3 mois avant et 3 mois après), et âge limite. Nous ajoutons des contrôles pour le genre, le salaire, l'âge, et l'état de santé. Le modèle est estimé par probit simple sur la base tronquée, en n'utilisant que les observations jusqu'à la date de liquidation.

Les résultats des estimations au pas mensuel sont reproduits au tableau F.2.

On retrouve ici ce que suggéraient les statistiques descriptives : on obtient un effet important de l'âge limite pour les officiers supérieurs, les officiers subalternes, les sous-officiers supérieurs et les gendarmes. En revanche pour ces populations (hormis les officiers subalternes), l'indicatrice d'ouverture des droits a un effet négatif sur la probabilité de départ en retraite. Le contraire est vrai pour les sous-officiers subalternes hors gendarmerie et les militaires du rang.

L'effet de l'âge d'annulation de la décote pour les militaires du rang et pour les sous-officiers subalternes est maintenu après contrôle par l'âge d'ouverture des droits, et semble donc avoir un effet propre sur les comportements de liquidation de ces populations.

TABLEAU F.1 – Proportions de départs aux âges pivots

(a) Pas mensuel

	OFF SUP	OFF	SS-OFF SUP	SS-OFF	SS-OFF G	RANG
Départ au TP1	0.00	0.06	0.00	0.00	0.01	0.00
Départ au TP1 + 3 mois	0.01	0.07	0.01	0.00	0.03	0.00
Départ au TP2	0.00	0.05	0.00	0.00	0.01	0.00
Départ au TP2 + 3 mois	0.00	0.06	0.02	0.00	0.02	0.00
Départ au TP3	0.00	0.07	0.00	0.10	0.00	0.12
Départ au TP3 + 3 mois	0.00	0.08	0.01	0.15	0.00	0.16
Départ à l'AOD	0.00	0.08	0.00	0.08	0.00	0.08
Départ à l'AOD + 3 mois	0.00	0.09	0.00	0.19	0.01	0.30
Départ à l'AL	0.35	0.15	0.11	0.02	0.06	0.00
Départ à l'AOD - 3 mois	0.36	0.17	0.16	0.02	0.08	0.00

(b) Pas annuel

	OFF SUP	OFF	SS-OFF SUP	SS-OFF	SS-OFF G	RANG
Départ au TP1	0.01	0.09	0.04	0.01	0.06	0.01
Départ au TP2	0.01	0.09	0.04	0.01	0.06	0.01
Départ au TP3	0.00	0.10	0.03	0.21	0.01	0.22
Départ à l'AOD	0.00	0.10	0.01	0.23	0.01	0.35
Départ à l'AL	0.35	0.15	0.11	0.02	0.06	0.01

Notons que la probabilité de départ en retraite augmente avec l'âge, contrairement à ce que l'on observait pour les fonctionnaires sédentaires. L'indicatrice de santé n'est pas significative ou de sens contraire au sens attendu (négative pour les sous-officiers supérieurs). Le salaire a un effet négatif sur la probabilité de départ en retraite (non significatif pour les officiers supérieurs). Ceci s'explique sans doute par une corrélation positive entre le salaire et des variables inobservées favorisant le maintien en emploi : moindre désutilité au travail, postes à responsabilité mieux valorisés, etc.

TABLEAU F.2 – Estimation du Modèle TP3 (militaires, pas mensuel)

	OFF SUP	OFF	SS-OFF SUP	SS-OFF	SS-OFF G	RANG
Constante	-4.95*** (0.27)	-4.35*** (0.19)	-3.44*** (0.06)	-1.03*** (0.14)	-4.93*** (0.17)	3.98*** (0.43)
TP3	-2.32*** (0.10)	0.79*** (0.16)	0.73*** (0.13)	1.01*** (0.06)	-3.06*** (0.08)	1.44*** (0.06)
avant TP3	-3.06*** (0.09)	0.15 (0.19)	0.69*** (0.08)	-0.08 (0.08)	-0.20 (0.38)	-0.09 (0.08)
après TP3	-2.78*** (0.03)	-0.39* (0.18)	0.43*** (0.07)	0.22*** (0.06)	0.08 (0.27)	0.33*** (0.07)
AOD	-2.27*** (0.09)	0.50** (0.16)	-0.45*** (0.13)	0.31*** (0.04)	0.42 (0.25)	0.31*** (0.04)
Age limite	8.31*** (0.05)	7.32*** (0.04)	7.25*** (0.02)	6.98*** (0.10)	7.44*** (0.11)	6.19*** (0.17)
Age	0.04*** (0.00)	0.05*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.18*** (0.00)	0.04*** (0.01)
Salaire (x10000)	0.04 (0.03)	-0.05** (0.02)	-0.50*** (0.01)	-0.68*** (0.04)	-2.04*** (0.06)	-2.94*** (0.17)
Mauvaise santé	-0.10 (0.18)	0.09 (0.07)	-0.07** (0.03)	-0.07 (0.09)	0.07 (0.06)	-0.16 (0.09)
Sexe (ref : homme)	0.43*** (0.06)	0.23*** (0.05)	0.02 (0.02)	-0.09* (0.04)	0.12 (0.10)	-0.45*** (0.05)
Marié	0.10 (0.06)	-0.11*** (0.03)	-0.03** (0.01)	-0.02 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.04 (0.03)
Avec enfant	-0.18** (0.06)	0.03 (0.06)	-0.10*** (0.02)	-0.01 (0.04)	-0.03 (0.06)	0.00 (0.04)
AIC	3167.77	14376.53	65301.32	10796.41	9426.20	13202.98
BIC	3275.75	14494.90	65443.78	10902.08	9547.03	13307.86
Log Likelihood	-1571.89	-7176.27	-32638.66	-5386.21	-4701.10	-6589.49
Deviance	3143.77	14352.53	65277.32	10772.41	9402.20	13178.98
Num. obs.	59774	142105	1057831	49311	174303	46139

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Adéquation des modèles

Les graphiques F.2 à F.7 comparent observations et prédictions pour la distribution des âges de liquidation, les probabilités de départ par âge, la fonction de répartition des liquidants en fonction de l'âge et la distribution des taux de remplacement à liquidation. Nous représentons les graphiques au pas annuel car la fenêtre de liquidation est large et rend difficile la lecture au pas mensuel.

Dans l'ensemble, compte tenu de la forte hétérogénéité dans l'âge d'ouverture des droits (qui dépend de la durée de service) et dans l'âge limite (qui dépend du grade et de la fonction), les prédictions des comportements de départ en retraite paraissent assez bonnes : la distribution des taux de remplacement à liquidation est globalement bien prédites, de même que la fonction de répartition des départs en retraite (sauf pour les gendarmes et les sous-officiers supérieurs). La distribution des départs en retraite ne paraît pas précise du fait de l'hétérogénéité des âges limites, ce qui n'est donc pas forcément très dommageable. En revanche il semble que l'on surestime les départs dans le milieu de la distribution pour les officiers subalternes, les sous-officiers supérieurs et les gendarmes.

Les tableaux F.3 et F.4 présentent les tableaux d'adéquation pour les prédictions, aux pas mensuel et annuel. Les écarts entre observations et prédictions sont un peu plus élevés que ce que l'on observait pour les fonctionnaires civils du fait d'une plus grande variance dans les âges de liquidation et les pensions à liquidation mais restent très satisfaisants (jamais plus de 2 % d'écart pour les âges et pensions moyennes). Les prédictions paraissent particulièrement précises pour les gendarmes, avec une prédiction presque parfaite de la corrélation entre âge de liquidation et pensions à liquidation.

Au total, il semble que le modèle simple de départ au taux plein avec l'ajout des âges centraux que sont l'âge d'ouverture des droits et l'âge limite semble capturer de manière satisfaisante les comportements de départ en retraite des fonctionnaires militaires.

Notons toutefois que nous n'avons pas simulé de réformes pour les militaires, nous ne pouvons donc pas vérifier si ce modèle souffre de la même absence de réactivité aux changements législatifs constatée dans le chapitre 4.

FIGURE F.2 – Modèle TP3, officiers supérieurs, pas annuel

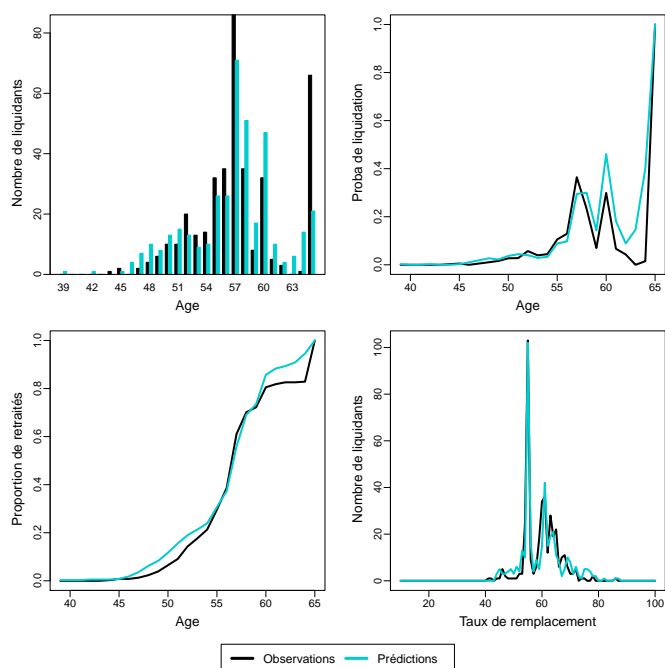


FIGURE F.3 – Modèle TP3, officiers subalternes, pas annuel

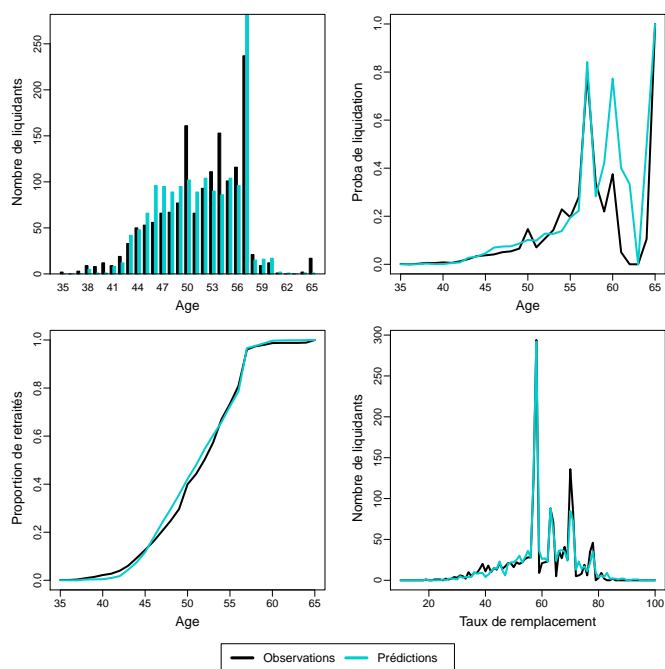


FIGURE F.4 – Modèle TP3, sous-officiers supérieurs, pas annuel

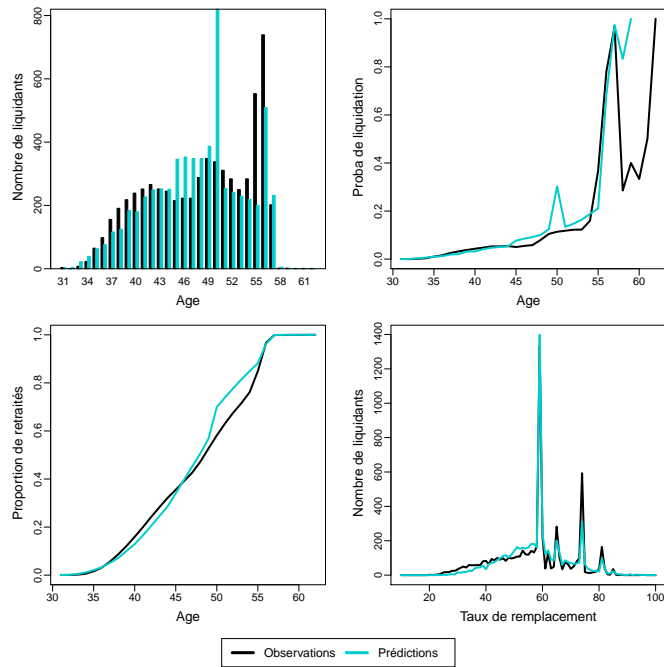


FIGURE F.5 – Modèle TP3, sous-officiers subalternes (hors gendarmes), pas mensuel

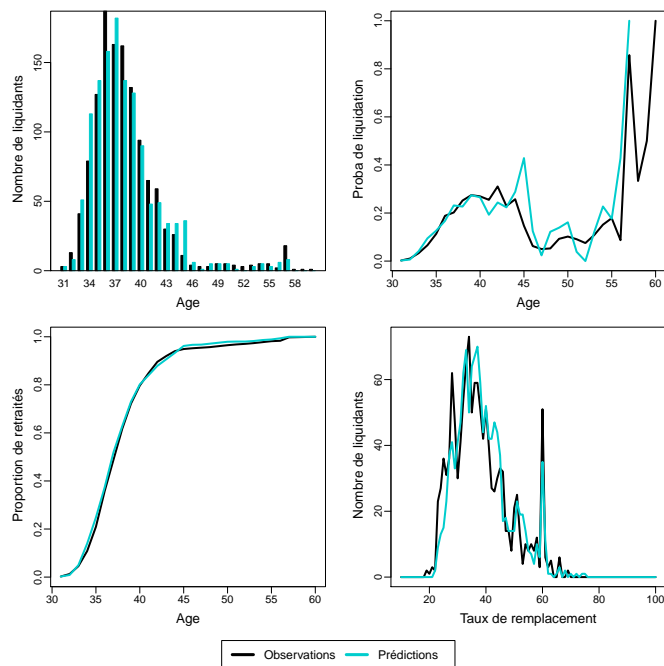


FIGURE F.6 – Modèle TP3, gendarmes, pas annuel

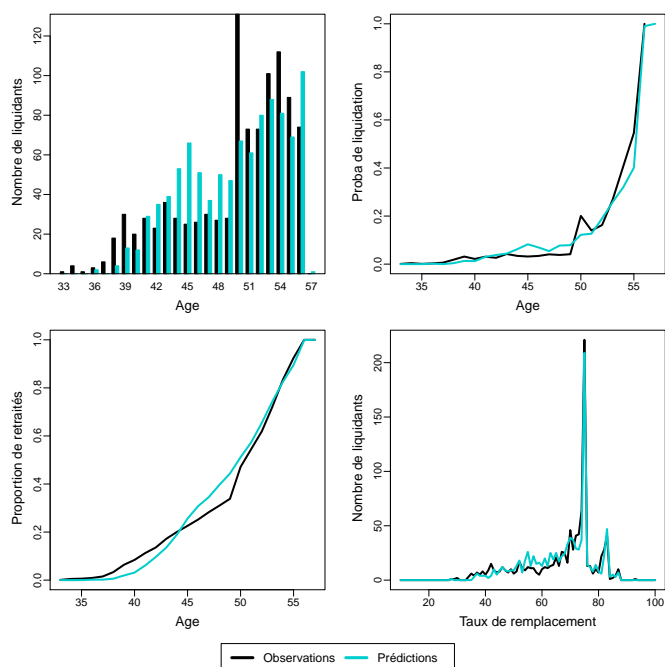


FIGURE F.7 – Modèle TP3, sous-officiers subalternes (hors gendarmes), pas annuel

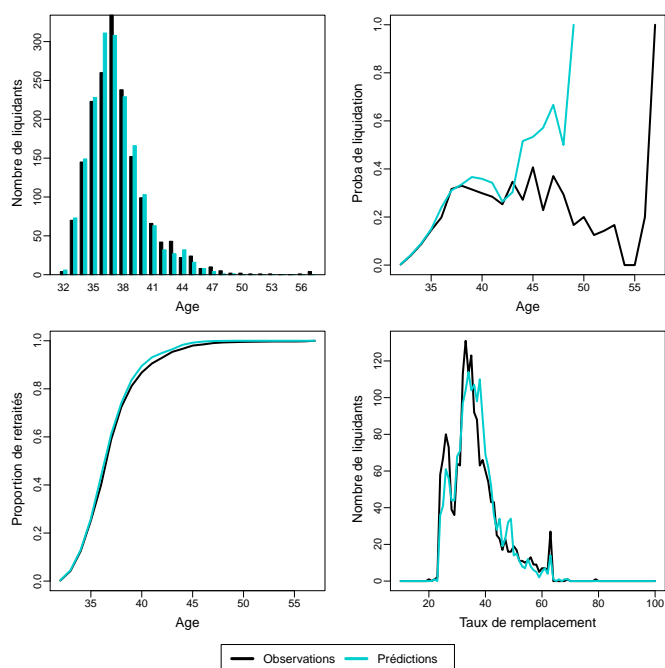


TABLEAU F.3 – Adequation des modeles : TP (pool, militaires, pas mensuel)

Indicateur	OFF SUP	OFF	SS-OFF SUP	SS-OFF	SS-OFF G	RANG
Age moyen						
Observé	58.03	52.10	48.55	38.91	50.06	37.97
Simulé	57.22	51.89	47.93	38.83	50.01	37.59
Différence (pct)	1.41	0.41	1.27	0.19	0.10	1.01
Ecart moyen	4.05	5.04	6.12	3.01	3.10	2.00
Age médian						
Observé	57.17	52.92	49.33	38.08	51.33	37.42
Simulé	57.08	52.17	48.67	37.92	51.17	37.17
Différence (pct)	0.15	1.42	1.35	0.44	0.32	0.67
Ecart moyen	2.83	4.29	5.42	2.00	2.83	1.17
Pension moyenne						
Observée	52929.00	30985.00	20211.00	10901.00	20437.00	9392.00
Simulée	52137.00	30797.00	20034.00	11111.00	20066.00	9426.00
Différence (pct)	1.50	0.61	0.88	-1.92	1.82	-0.36
Ecart moyen	2272.00	1921.00	1999.00	1131.00	1390.00	650.00
Pension médiane						
Observée	52185.00	31566.00	20857.00	9934.00	23081.00	8995.00
Simulée	51056.00	30884.00	20181.00	10214.00	21999.00	9117.00
Différence (pct)	2.16	2.16	3.24	-2.81	4.69	-1.35
Ecart moyen	9.00	929.00	1493.00	609.00	1060.00	410.00
Coefficient de corrélation						
Observé	0.49	0.58	0.81	0.75	0.90	0.68
Simulé	0.23	0.26	0.53	0.56	0.89	0.31
Différence (pct)	53.11	54.96	35.19	25.54	1.46	53.59
χ² âge						
	263.59	544.24	1221.16	102.90	254.87	893.34
χ² pension						
	7.15	24.11	232.68	25.85	18.52	43.15
R²						
	32.42	16.63	15.15	7.92	22.82	11.73

TABLEAU F.4 – Adequation des modeles : TP (pool, militaires, pas annuel)

Indicateur	OFF SUP	OFF	SS-OFF SUP	SS-OFF	SS-OFF G	RANG
Age moyen						
Observé	57.75	51.74	48.12	38.45	49.64	37.51
Simulé	56.79	51.52	47.69	38.21	49.50	37.22
Différence (pct)	1.65	0.43	0.91	0.62	0.27	0.76
Ecart moyen	4.11	5.10	6.02	3.00	3.21	1.92
Age médian						
Observé	57.00	52.00	49.00	38.00	51.00	37.00
Simulé	57.00	52.00	48.00	37.00	50.00	37.00
Différence (pct)	0.00	0.00	2.04	2.63	1.96	0.00
Ecart moyen	3.00	4.00	5.00	2.00	3.00	1.00
Pension moyenne						
Observée	52704.00	30846.00	20061.00	10765.00	20242.00	9284.00
Simulée	52069.00	30763.00	19950.00	10906.00	19892.00	9329.00
Différence (pct)	1.21	0.27	0.55	-1.30	1.73	-0.48
Ecart moyen	2522.00	1953.00	2024.00	1041.00	1446.00	534.00
Pension médiane						
Observée	52057.00	31485.00	20724.00	9799.00	22779.00	8856.00
Simulée	51127.00	31180.00	20103.00	10038.00	21716.00	9044.00
Différence (pct)	1.79	0.97	3.00	-2.44	4.67	-2.12
Ecart moyen	733.00	1023.00	1538.00	571.00	1171.00	320.00
Coefficient de corrélation						
Observé	0.50	0.57	0.82	0.75	0.90	0.67
Simulé	0.24	0.23	0.55	0.55	0.86	0.32
Différence (pct)	51.72	59.89	32.56	27.09	3.88	51.85
χ^2 âge	253.27	507.87	1230.30	204.24	518.71	864.06
χ^2 pension	13.00	17.27	267.53	20.58	27.68	22.38
R^2	32.27	14.47	18.32	8.39	33.84	12.87

RÉFÉRENCES

- Albert, C., Berteau-Rapin, C. et A. Di Porto (2009). « Prisme, le modèle de microsimulation dynamique de la CNAV ». *Caisse nationale d'assurance vieillesse*.
- Bachelet, M., Beffy, M. et D. Blanchet (2011). « Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles ». *Economie et Statistique*, (441-442).
- Blanchet, D., Buffeteau, S., Crenner, E. et S. Le Minez (2011). « Le modèle Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats ». *Economie et Statistique*, (441-442), p. 101–121.
- Blanchet, D. et L-P. Didier Pelé (1999). “Social Security and Retirement in France”. In Gruber, J. et Wise, D., editors, *Social Security and Retirement around the World*. NBER/The University of Chicago Press.
- Charpin, J.M, C. Zaidman, J.M Aubert, et L. Olier (1999). *L'avenir de nos retraites : rapport au Premier ministre*. La documentation française.
- Duc, C., Lequien, L., Housset, F. et C. Plouhinec (2013). « le modèle de microsimulation trajectoire ». *Document de travail de la Drees (série Source et méthode)*.
- Gruber, J. et Wise, D. (1999). *Social Security and Retirement around the World*. NBER/The University of Chicago Press.
- Gruber, J. et D. A. Wise (2004). *Social Security Programs and Retirement Around the World : Micro Estimation*. The University of Chicago Press.
- Journaux Officiels (2003). *Réforme des retraites*. Aux sources de la Loi. Les éditions des Journaux Officiels.
- Kessler, F. et C. Moniolle (2000). *Le droit des retraites dans la fonction publique*. Editions ENSP.
- Mahieu, R. et D. Blanchet (2004). “Estimating Models of Retirement Behavior on French Data”. *Social Security Programs and Retirement around the World : Micro-Estimation*, p. 235–284.

Mahieu, R. et E. Walraet (2005). « Neutralité actuarielle, modification du taux de remplacement et choix de départ à la retraite ». *Revue d'économie politique*, p. 213–240.

Pelé, L-P. et P. Ralle (1999). « Les choix de l'âge de la retraite : Aspects incitatifs des règles du régime général et effets de la réforme de 1993 ». *Économie et Prévision*, (138-139), p. 163–177.

Stock, J. H. et D. A. Wise (1990). "Pensions, the Option Value of Work, and Retirement". *Econometrica*.

LISTE DES TABLEAUX

1.1 Paramètres de la période de transition de la réforme Fillon pour les fonctionnaires. . .	19
2.1 Nombre d'observations par année et sexe (civils).	30
2.2 Description des différents flux pour les militaires.	34
2.3 Filtres successifs sur la population initiale.	36
2.4 Caractéristiques de l'échantillon après application des filtres.	37
2.5 Effectifs des sous-populations (Sédentaires).	38
2.6 Effectifs des sous-populations (Actifs).	39
2.7 Part des sous-populations au sein des militaires.	39
2.8 Statistiques descriptives par catégorie (sédentaires).	40
2.9 Statistiques descriptives par catégorie (actifs).	46
2.10 Statistiques descriptives par catégorie (militaires).	49
3.1 Impact des scénarios de réforme (sédentaires).	62
3.2 Impact des scénarios de réforme (actifs).	63
4.1 Proportions de départs au taux plein (Sédentaires).	71
4.2 Proportions de départs au taux plein (Actifs).	72
4.3 Estimation du modèle TP3 (Sédentaires, pas mensuel).	76
4.4 Estimation du modèle TP3 (Sédentaires, pas annuel).	83
4.5 Estimation du mois de départ en retraite.	89
4.6 Estimation du modèle TP3 (Actifs, pas mensuel).	95
4.7 Estimation du modèle TP3 (Actifs, pas annuel).	100
4.8 Estimation du mois de départ en retraite.	110
4.9 Adéquation des modèles : TP3 (pool, FPS, pas mensuel).	113
4.10 Adéquation des modèles : TP3 (pool, FPS, pas annuel).	114
4.11 Adéquation des modèles : Modèle séquentiel (Taux Plein).	115
4.12 Projection des masses de pension pour les générations 1946-1947.	117
4.13 Effet des réformes TP3 (pool, FPS, pas mensuel).	120
4.14 Effet des réformes TP3 (pool, FPS, pas annuel).	123

4.15 Adéquation des modèles : TP3 (pool, FPA, pas mensuel).	125
4.16 Adéquation des modèles : TP3 (pool, FPA, pas annuel).	126
4.17 Adéquation des modèles : Modèle séquentiel (Taux Plein).	127
4.18 Projection des masses de pension pour les générations 1946-1947.	129
4.19 Effet des réformes TP3 (pool, FPA, pas mensuel).	131
4.20 Effet des réformes TP3 (pool, FPA, pas annuel),	131
5.1 Variation de pension d'une période à l'autre.	142
5.2 Accrual, selon le pas et la catégorie.	145
5.3 <i>Peak value</i> , selon le pas et la catégorie.	148
5.4 Option Value, selon le pas et la catégorie.	150
5.5 Estimation du modèle <i>option value</i> (Sédentaires, pas mensuel).	155
5.6 Estimation du modèle <i>option value</i> (Actifs, pas mensuel).	160
5.7 Adéquation des modèles : Accrual (Sédentaires, pas mensuel).	167
5.8 Adéquation des modèles : Peak (Sédentaires, pas mensuel).	168
5.9 Adéquation des modèles : OV (Sédentaires, pas mensuel).	169
5.10 Projection des masses de pension pour les générations 1946-1947 (OV, sédentaires, pas mensuel).	170
5.11 Impact des scénarios de réforme sur les mesures d'IV.	172
5.12 Effet des réformes OV (Sédentaires, pas mensuel).	173
5.13 Effet des réformes OV (Sédentaires, pas annuel).	173
5.14 Adéquation des modèles : OV (FPA, pas mensuel)	175
5.15 Adéquation des modèles : OV (FPA, pas annuel)	176
5.16 Projection des masses de pension pour les générations 1946-1947 (actifs, OV, pas mensuel).	177
5.17 Effet des réformes OV (pool, FPA, pas mensuel)	179
5.18 Effet des réformes OV (pool, FPA, pas annuel)	179
6.1 Résultats des estimations (pas mensuel catégorie A).	192
6.2 Résultats des estimations (pas mensuel catégorie B).	208
6.3 Résultats des estimations (pas mensuel catégorie C).	209
6.4 Résultats des estimations (Enseignants, pas mensuel).	210
7.1 Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie A, pas mensuel).	225
7.2 Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie A, pas annuel).	226
7.3 Effet des réformes (Sédentaires, catégorie A).	227
7.4 Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie B, pas mensuel).	228
7.5 Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie B, pas annuel).	229
7.6 Effet des réformes (Sédentaires, catégorie B).	230

7.7	Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie C, pas mensuel).	231
7.8	Comparaison des modèles (Sédentaires, catégorie C, pas annuel).	232
7.9	Effet des réformes (Sédentaires, catégorie C).	233
7.10	Comparaison des modèles (Sédentaires, enseignant, pas mensuel).	234
7.11	Comparaison des modèles (Sédentaires, enseignant, pas annuel).	235
7.12	Effet des réformes (Sédentaires, enseignants).	236
7.13	Comparaison des modèles (Actifs, catégories A et B, pas mensuel).	239
7.14	Comparaison des modèles (Actifs, catégories A et B, pas annuel).	240
7.15	Effet des réformes (Actifs, catégories A et B).	241
7.16	Comparaison des modèles (Actifs, catégorie C, pas mensuel).	242
7.17	Comparaison des modèles (Actifs, catégorie C, pas annuel).	243
7.18	Effet des réformes (Actifs, catégorie C).	244
7.19	Comparaison des modèles (Actifs, enseignants, pas mensuel).	245
7.20	Comparaison des modèles (Actifs, enseignants, pas annuel).	246
7.21	Effet des réformes (Actifs, enseignants).	247
7.22	Comparaison des modèles (Actifs, super actifs, pas mensuel).	248
7.23	Comparaison des modèles (Actifs, super actifs, pas annuel).	249
7.24	Effet des réformes (Super-actifs).	250
A.1	Variables socio-démographiques	253
A.2	Variables d'emploi	253
A.3	Variables de rémunération	254
A.4	Variables de droits de pensions	254
A.5	Variables de pension simulées	255
B.1	Evolution de la part des polypensionnés	257
B.2	Estimation du Modele TP3 selon le seuil adopté.	262
D.1	Estimation du modèle sur données simulées	287
F.1	Proportions de départs aux âges pivots	294
F.2	Estimation du Modele TP3 (militaires, pas mensuel)	295
F.3	Adequation des modeles : TP (pool, militaires, pas mensuel)	300
F.4	Adequation des modeles : TP (pool, militaires, pas annuel)	301

LISTE DES FIGURES

2.1	Distribution des âges de départs en retraite (sédentaires)	43
2.2	Probabilité de départ par âge (sédentaires).	44
2.3	Distribution des âges de départs en retraite (actifs).	47
2.4	Probabilité de départ par âge (actifs).	48
2.5	Description des départs en retraites : officiers supérieurs.	50
2.6	Description des départs en retraites : officiers subalternes.	51
2.7	Description des départs en retraites : sous-officiers supérieurs.	51
2.8	Description des départs en retraites : sous-officiers subalternes	52
2.9	Distribution des départs : gendarmes et non gendarmes.	52
2.10	Description des départs en retraites : militaires du rang.	53
4.1	Profils de taux de remplacement selon l'âge de liquidation, pour six cas-types nés entre 1930 et 1955.	67
4.2	Fonctions de répartition des âges du taux plein (catégorie C).	74
4.3	Évolution de l'âge du taux plein (TP3) selon le flux.	74
4.4	Modèle TP3, sédentaires de catégorie A, pas mensuel.	78
4.5	Modèle TP3, sédentaires de catégorie B, pas mensuel.	79
4.6	Modèle TP3, sédentaires de catégorie C, pas mensuel.	80
4.7	Modèle TP3, sédentaires enseignants, pas mensuel.	81
4.8	Modèle TP3, sédentaires de catégorie A, pas annuel.	84
4.9	Modèle TP3, sédentaires de catégorie B, pas annuel.	85
4.10	Modèle TP3, sédentaires de catégorie C, pas annuel.	86
4.11	Modèle TP3, sédentaires enseignants, pas annuel.	87
4.12	Modèle séquentiel (TP3), catégorie A.	90
4.13	Modèle séquentiel (TP3), catégorie B.	91
4.14	Modèle séquentiel (TP3), catégorie C.	92
4.15	Modèle séquentiel (TP3), enseignants.	93
4.16	Modèle TP3, actifs de catégories A et B, pas mensuel.	96
4.17	Modèle TP3, actifs de catégorie C, pas mensuel.	97

4.18	Modèle TP3, enseignants actifs, pas mensuel.	98
4.19	Modèle TP3, super actifs, pas mensuel.	99
4.20	Modèle TP3, actifs de catégories A et B, pas annuel.	101
4.21	Modèle TP3, actifs de catégorie C, pas annuel.	102
4.22	Modèle TP3, enseignants actifs, pas annuel.	103
4.23	Modèle TP3, super actifs, pas annuel	104
4.24	Modèle séquentiel (TP3), catégories A et B.	106
4.25	Modèle séquentiel (TP3), catégorie C.	107
4.26	Modèle séquentiel (TP3), enseignants.	108
4.27	Modèle séquentiel (TP3), super actifs.	109
4.28	Dépenses pour les générations 1946 et 1947 (sédentaires, TP3, pas mensuel).	118
4.29	Ajustement du modèle Départ au taux plein - catégorie A.	121
4.30	Effet des réformes : modèle Départ au taux plein - catégorie A.	122
4.31	Dépenses pour les générations 1951 et 1952 (actifs, TP3, pas mensuel)	130
5.1	Variation de pension, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).	141
5.2	SSW, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).	143
5.3	Accrual, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).	146
5.4	Peak Value, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).	147
5.5	Option Value, selon l'âge et la sous-population (pas trimestriel).	149
5.6	Proportion d' <i>option value</i> négatives, en fonction des paramètres β , γ et κ	152
5.7	Variation de pension et probabilité de départ, selon le pas (catégorie A sédentaire).	153
5.8	Modèle <i>option value</i> (Sédentaires de catégorie A, pas mensuel).	156
5.9	Modèle <i>option value</i> (Sédentaires de catégorie B, pas mensuel).	157
5.10	Modèle <i>option value</i> (Sédentaires de catégorie C, pas mensuel).	158
5.11	Modèle <i>option value</i> (Sédentaires enseignants, pas mensuel).	159
5.12	Modèle <i>option value</i> (Actifs de catégorie A et B, pas mensuel).	162
5.13	Modèle <i>option value</i> (Actifs de catégorie C, pas mensuel).	163
5.14	Modèle <i>option value</i> (Actifs enseignants, pas mensuel).	164
5.15	Modèle <i>option value</i> (Super actifs, pas mensuel).	165
5.16	Dépenses pour les générations 1946 et 1947 (sédentaires, OV, pas mensuel).	171
5.17	Dépenses pour les générations 1946 et 1947 (actifs, OV, pas mensuel).	178
6.1	Profils de la surcote-seuil en fonction du taux de remplacement offert	183
6.2	Évolution des conditions de liquidation des agents de catégorie A, hors enseignants, flux 2006 à 2011	187
6.3	Taux offerts selon l'âge et points de départ effectifs d'une sélection de 100 individus du flux 2011 (catégorie A, hors enseignants)	187

6.4	Ajustement du modèle A1 (Sédentaires, catégorie A).	194
6.5	Effet des réformes : modèle A1 (Sédentaires, catégorie A).	195
6.6	Ajustement du modèle B1 (Sédentaires, catégorie A).	196
6.7	Effet des réformes : modèle B1 (Sédentaires, catégorie A).	197
6.8	Ajustement du modèle B2 (Sédentaires, catégorie A).	200
6.9	Effet des réformes : modèle B2 (Sédentaires, catégorie A).	201
6.10	Ajustement du modèle B3 (Sédentaires, catégorie A).	202
6.11	Effet des réformes : modèle B3 (Sédentaires, catégorie A).	203
6.12	Ajustement du modèle B2 (Sédentaires, catégorie B).	211
6.13	Effet des réformes : modèle B2 (Sédentaires, catégorie B).	212
6.14	Ajustement du modèle B2 (Sédentaires, catégorie C).	213
6.15	Effet des réformes : modèle B2 (Sédentaires, catégorie C).	214
6.16	Ajustement du modèle B2 (Sédentaires, enseignants).	215
6.17	Effet des réformes : modèle B2 (Sédentaires, enseignants).	216
B.1	Distribution des départs en retraite : poly- et mono-pensionnés	258
B.2	Proportions de polypensionnés selon le seuil considéré (sédentaires)	260
B.3	Distribution des départs en retraite selon le seuil)	261
B.4	Distribution des départs en retraite selon le seuil)	264
D.1	Caractéristiques des taux de remplacements offerts (données simulées)	286
D.2	Âges de liquidation simulés (modèle complet)	287
D.3	Fonction de vraisemblance selon valeurs de V_v et ρ (modèle complet)	288
D.4	Redondance entre ajustement des données par la variabilité des droites critiques en niveau (Figure de gauche) ou en inclinaison (Figure de droite)	288
D.5	Redondance entre ajustement des données par la variabilité des droites critiques en niveau (Figure de gauche) ou en inclinaison (Figure de droite)	289
E.1	Age moyens de départ par année : observé et reconstitué (catégorie A, hors enseignants)	292
F.2	Modèle TP3, officiers supérieurs, pas annuel	297
F.3	Modèle TP3, officiers subalternes, pas annuel	297
F.4	Modèle TP3, sous-officiers supérieurs, pas annuel	298
F.5	Modèle TP3, sous-officiers subalternes (hors gendarmes), pas mensuel	298
F.6	Modèle TP3, gendarmes, pas annuel	299
F.7	Modèle TP3, sous-officiers subalternes (hors gendarmes), pas annuel	299



L'Institut des politiques publiques (IPP) est développé dans le cadre d'un partenariat scientifique entre PSE-Ecole d'économie de Paris (PSE) et le Centre de Recherche en Economie et Statistique (CREST). L'IPP vise à promouvoir l'analyse et l'évaluation quantitatives des politiques publiques en s'appuyant sur les méthodes les plus récentes de la recherche en économie.

PSE-Ecole d'économie de Paris regroupe plus de 120 chercheurs, 200 doctorants et 300 étudiants, et constitue un pôle français en science économique de renommée mondiale. PSE a pour objectif premier de fédérer, animer et assurer le rayonnement de ses chercheurs, tout en proposant des formations généralistes et spécialisées à la pointe de la discipline, du M1 au doctorat. La fondation vise également à tisser des liens pérennes entre les différents univers « consommateurs » de savoirs économiques : les acteurs académiques, institutionnels et privés. www.parisschoolofeconomics.eu



PARIS SCHOOL OF ECONOMICS
ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS

Le CREST est le centre de recherche du GENES (Groupe des Ecoles Nationales d'Économie et Statistiques) qui est devenu le 1^{er} janvier 2011 un établissement public à caractère scientifique, culturel et professionnel (EPSCP), sous la tutelle technique de l'INSEE (ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie). Le GENES regroupe quatre établissements : le CREST, le CEPE, l'ENSAE et l'ENSAI. Il a vocation à conduire des travaux de recherche, des missions d'étude ou d'expertise et des actions de diffusion. Il est en outre habilité à développer des dispositifs d'accès aux données, notamment de la statistique publique. www.crest.fr

